

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES EFFETS ÉCONOMIQUES DU PROGRAMME CANADIEN DES  
TRAVAILLEURS AGRICOLES SAISONNIERS IMMIGRANTS SUR LE SECTEUR  
QUI LES EMPLOIE

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

KARLA NIEVAS

JANVIER, 2008

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier ma famille d'être présente dans ma vie en tout temps, malgré l'énorme distance qui nous sépare. Merci d'avoir toujours respecté mes décisions, même si vous avez eu du mal à me voir partir si loin du foyer.

Je remercie également Geneviève Coulombe, Lena Suchanek, Caroline Simard et mes « nénas », pour tout le temps que vous avez passé à m'écouter lors de mes débats internes concernant les contenus de mon mémoire.

Merci à M. Felipe Hernandez, M. Edel Soto, M. Ruben Sanchez, M. Javier Castellón, M. Juan Carlos Paredes, M. Carlos Jiménez, Mme Xochitl Castellón, Mme Monica Sandoval ainsi que le personnel administratif du Secrétariat académique de l'Université Autonome de Nayarit à qui je dois l'accomplissement de mon rêve d'étudier ma maîtrise au Québec.

Un gros merci à M. Pierre Lefebvre pour avoir accepté d'être le directeur de cette petite Mexicaine au fort accent hispanique. Je vous remercie de toutes les heures de travail que vous avez consacrées à la lecture et la correction de ce mémoire ainsi que de votre patience et votre soutien financier.

Merci Mathieu de m'aider à surmonter le gros défi de rédiger en français, d'être toujours à mes côtés et surtout de me donner la joie de faire partie d'une famille si chaleureuse et attachante que la tienne.

Finalement, je remercie mon grand-père qui m'a montré que dans la vie il faut travailler fort pour aboutir à nos objectifs et que ma condition de femme ne doit jamais m'empêcher de poursuivre mes rêves, toujours en respectant les personnes qui m'entourent. Je t'aime et tu vivras éternellement dans mon cœur.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES .....	v
LISTE DES TABLEAUX .....	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	viii
RÉSUMÉ .....	ix
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE.....	7
CHAPITRE II	
CADRE THEORIQUE ET METHODOLOGIE DE L'ANALYSE .....	18
2.1 La théorie économique derrière les effets des immigrants sur le marché du travail .....	18
2.2 Nos variables et le modèle économétrique .....	21
2.2.1 L'étude de Borjas, Freeman et Katz (BFK, 1996).....	21
2.2.2 Notre modèle et nos variables.....	24
2.2.3 Une autre approche de l'analyse.....	26
CHAPITRE III	
LES DONNÉES POUR L'ANALYSE .....	28
3.1 La variable guest.....	28
3.2 Les données de l'EDTR .....	29
3.3 Les données de l'Enquête de la production des fruits et légumes du Canada....	35
CHAPITRE IV	
RÉSULTATS .....	37
4.1 Les résultats pour les salaires.....	37
4.1.1 Régressions pour les autres indicateurs .....	38
4.1.1.1 Taux horaire composite de rémunération.....	39
4.1.1.2 Nombre de semaines travaillées pendant l'année.....	39

4.1.1.3 Nombre d'heures travaillées pendant l'année .....	40
4.2 L'estimation pour une deuxième période.....	40
4.2.1 Pourquoi une deuxième période avec de nouvelles variables? .....	40
4.2.1 Les résultats pour la deuxième période (1997-2004) .....	41
4.3 Une troisième estimation .....	43
CONCLUSION .....	46
ANNEXE A	
Statistiques descriptives du secteur agricole qui emploie les travailleurs du PTAS....	49
ANNEXE B	
RÉGRESSIONS LINÉAIRES PÉRIODE 1994-2003 .....	52
ANNEXE C	
RÉGRESSIONS LINÉAIRES PÉRIODE 1997-2004 .....	55
ANNEXE D	
RÉGRESSIONS INDICATEURS DE PRODUCTION. PÉRIODE 1997-2004. ....	64
BIBLIOGRAPHIE.....	66

## LISTE DES FIGURES

Figure 2.1 : Le modèle du marché du travail néoclassique.	19
Figure 2.2 : L'effet de l'augmentation de main-d'œuvre dans le marché du travail sur le salaire et l'emploi.	19
Figure 2.3 : L'effet de l'augmentation de la main-d'oeuvre du côté de l'offre et la demande de travail.	20
Figure 3.1 Répartition de travailleurs saisonniers par province et par année (1997-2004).	29
Figure 3.2. Évolution de la valeur à la ferme par région en milliers de dollars 1997-2004	35
Figure 3.3 Évolution de la production commercialisée par région (tonnes) 1997-2004	36
Figure 3.4 Évolution de la surface récoltée par région (hectares) 1997-2004	36

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau I.1 Programme des travailleurs agricoles saisonniers des Antilles et du Mexique (PTAS)	5
Tableau 3.1 Variables représentatives de notre échantillon construit à partir des données de l'EDTR.	34
Tableau 4.1 Résultats de la régression pour la variable guest	38
Tableau 4.2 Résultats significatifs de l'estimation pour la deuxième période.	42
Tableau A.1 Nombre de travailleurs	49
Tableau A.2 Sexe des travailleurs agricoles (ouvriers)	49
Tableau A.3 Âge ouvriers (moyenne)	49
Tableau A.4 Années d'expérience à temps plein (moyenne)	50
Tableau A.5 Nombre de semaines travaillées (moyenne)	50
Tableau A.6 Niveau d'instruction (moyen) des travailleurs	50
Tableau A.7 Salaire réel (moyen) des travailleurs	50
Tableau A.8 Taux composite de rémunération (moyen)	51
Tableau A.9 Province de résidence	51
Tableau A.10 Nombre d'heures travaillées pendant l'année de référence (moyen)	51
Tableau B.1 Résultats estimation de la régression pour les salaires période 1993-2004	52
Tableau B.2 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération période 1993-2004	53
Tableau B.3 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année. Période 1993-2004	54

Tableau C.1 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004	55
Tableau C.2 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004	56
Tableau C.3 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004	57
Tableau C.4 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004	58
Tableau C.5 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004	59
Tableau C.6 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004	60
Tableau C.7 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable surface récoltée. Période 1997-2004	61
Tableau C.8 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable surface récoltée. Période 1997-2004	62
Tableau C.9 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable surface récoltée. Période 1997-2004	63
Tableau D.1 Résultats de l'estimation des régressions pour les variables valeur à la ferme, production commercialisée et surface récoltée. Période 1997-2004	64
Tableau D.2 Résultats de l'estimation des régressions pour les variables valeur à la ferme, production commercialisée et surface récoltée (ratio guest/ouvriers). Période 1997-2004	65



## LISTE DES ABRÉVIATIONS

BFK	Borjas, Freeman et Katz
CD	Card et DiNardo
CIQSS	Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
INRS	Institut national de la recherche scientifique
MCO	Méthode des moindres carrés ordinaires
MSA's	Metropolitan Statistical Area
OP	Ottaviano et Peri
PTAS	Programme des travailleurs agricoles saisonniers Antilles -Mexique

## RÉSUMÉ

Ce mémoire porte sur les effets économiques des immigrants temporaires qui participent au Programme canadien des travailleurs agricoles saisonniers sur le secteur consacré à la production de fruits et de légumes en champs ainsi qu'en pépinières et en serres. À notre connaissance, cette étude est la première qui s'intéresse à l'impact qu'ont les travailleurs agricoles saisonniers sur l'industrie qui les emploie. Nous partons de l'hypothèse que la présence de ces travailleurs ne provoque aucun effet négatif sur les salaires, le taux horaire composite de rémunération, les heures et les semaines travaillées pendant la période de 1994 à 2003. Cela nous conduit donc à la formulation de l'hypothèse suivante : la présence des travailleurs saisonniers immigrants a des répercussions positives sur l'économie du secteur agricole qui les emploie. En prenant le modèle proposé par Borjas, Freeman et Katz (1996) nous élaborons deux équations linéaires à estimer par la méthode de moindres carrés ordinaires (MCO) pour deux périodes différentes. La première de 1993 à 2004, et la deuxième de 1997 à 2004. Nous adaptons ces équations dans le but de prouver notre deuxième hypothèse et nous les estimons seulement pour la deuxième période. Nos résultats montrent dans tous les cas que les travailleurs agricoles saisonniers ne provoquent aucun effet négatif sur les indicateurs analysés. En ce qui concerne les effets positifs, nous n'obtenons pas de résultats stables. Nous expliquons ce dernier résultat par certaines caractéristiques de la principale base de données utilisée pour l'étude. Nous encourageons l'application du Programme des travailleurs agricoles saisonniers. Nous réalisons que ce programme permet à une partie du secteur agricole de continuer sa production et de rester compétitif devant une économie de plus en plus mondialisée. La présence régulée de travailleurs immigrants temporaires offre l'avantage de pouvoir compter sur une main-d'œuvre qualifiée pour le travail en milieu rural. De plus, nous avons démontré qu'elle n'affecte pas de façon négative le marché du travail. Ces deux éléments semblent constituer une combinaison assez avantageuse pour tous les participants du programme. Ce qui nous amène à affirmer qu'il serait pertinent de poursuivre dans cette voie.

Mots clés : immigration temporaire, effets économiques, secteur agricole.

## INTRODUCTION

Actuellement, la question de l'immigration se trouve au cœur des débats les plus intenses de la plupart des pays développés. Il existe une discussion importante autour des effets de la présence des immigrants dans les pays d'accueil, puisqu'elle soulève des questions socio-économiques. Plusieurs acteurs de la société<sup>1</sup> affirment que les personnes d'origine étrangère provoquent des changements dans l'économie, et ce, particulièrement sur le marché du travail. Pour certains, les immigrants nuisent aux possibilités d'emploi des travailleurs natifs et font diminuer leurs salaires (Friedberg et Hunt, 2001).

Ces critiques s'adressent également aux programmes d'immigration temporaire. Ces programmes représentent pour plusieurs pays industrialisés « un mécanisme pour gérer l'immigration de la main-d'œuvre » (Ruhs, 2006). En adoptant ceux-ci, les pays d'accueil peuvent combler leurs besoins de travailleurs qualifiés sans subir les conséquences sociales et économiques de l'immigration illégale et non régulée.

Or, les travailleurs immigrants temporaires arrivent dans le pays hôte pour s'introduire dans les secteurs de l'économie où il existe une pénurie de main-d'œuvre locale, et ce, pour une durée limitée aux termes du contrat signé. Ainsi, ces travailleurs se considèrent comme des substituts parfaits des employés natifs et provoquent les mêmes effets que les immigrants permanents sur les salaires locaux, surtout lorsque les premiers sont prêts à travailler pour une rémunération inférieure à celle exigée par les seconds.

Dans le cas du Canada, son secteur agricole est confronté depuis quelques années à une pénurie de main-d'œuvre locale qui oblige celui-ci à mettre en œuvre une

---

<sup>1</sup> Ici, nous faisons référence aux associations, groupes de recherche, chercheurs, politiciens, etc.

série de mesures pour attirer des travailleurs agricoles et les garder. Deux raisons expliquent l'origine de cette pénurie. La première est liée au fonctionnement du secteur agricole. En effet, la saisonnalité de l'industrie et les conditions de travail font en sorte que les gens préfèrent de plus en plus tourner le dos aux champs en faveur d'autres secteurs offrant aussi une meilleure rémunération. La seconde raison, relève des facteurs démographiques tels que le vieillissement de la population rurale et l'exode vers les zones urbaines.

Pour remédier à une telle situation, le Canada bénéficie, depuis 1966, d'une entente de coopération avec les gouvernements des pays des Antilles membres du Commonwealth et celui du Mexique concernant l'immigration temporaire de travailleurs agricoles. C'est ainsi que ces derniers peuvent séjourner pendant environ huit mois en territoire canadien pour travailler dans les zones rurales consacrées à la production de fruits et de légumes en champs ainsi qu'en pépinières et en serres. C'est avec cette entente de coopération que le Programme des travailleurs agricoles saisonniers Antilles – Mexique (PTAS) est né.

Pouvons-nous donc envisager l'idée que la présence de ces travailleurs immigrants saisonniers provoque des changements au sein du secteur agricole où ils travaillent? C'est dans le but de répondre à cette question que nous conduisons ce mémoire. À notre connaissance, cette étude est la première qui s'intéresse à l'impact qu'ont les travailleurs agricoles saisonniers sur l'industrie qui les emploie.

Pour aboutir à notre objectif, nous construirons un premier modèle économétrique composé de deux équations linéaires estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). La première équation mesurera l'impact de l'âge, l'éducation, le nombre d'années d'expérience à temps plein et le sexe des ouvriers canadiens sur les salaires, le taux horaire composite de rémunération, le nombre d'heures et le nombre de semaines travaillées pendant l'année. Dans la deuxième équation, nous introduisons la variable *guest*. Cette variable est le nombre de travailleurs étrangers qui viennent chaque année au pays dans le cadre du Programme des travailleurs agricoles saisonniers (PTAS). L'idée est d'évaluer si, effectivement, la présence des

travailleurs agricoles saisonniers a un impact important sur toutes les variables explicatives mentionnées ci-dessus.

Nous estimerons ces équations pour deux périodes. La première de 1993 à 2004, et la deuxième de 1997 à 2004. Dans cette dernière nous introduirons des variables mesurant l'activité économique du secteur agricole où les travailleurs agricoles saisonniers sont employés. Nous ne pourrons pas les ajouter pour la première période, ces informations n'étant disponibles qu'à partir de 1997.

Nous présenterons un deuxième modèle qui se penche sur les effets des travailleurs saisonniers sur la partie économique du secteur agricole où ils travaillent. Cette fois-ci nous prendrons les indicateurs de production agricole incorporés dans la deuxième période de notre premier modèle comme des variables dépendantes. Nos variables explicatives seront le nombre d'ouvriers natifs qui réalisent les mêmes tâches que les immigrants temporaires, notre mesure *guest*, les années de l'analyse et les provinces participant au PTAS.

Les données à traiter proviennent de trois sources. La première de ces sources est l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)<sup>2</sup>. Ses données nous permettront d'établir dans le temps les conditions du marché du travail employant des Canadiens dans l'industrie agricole. Pour la deuxième, nous introduirons des données présentées dans Martin (2006) concernant le nombre de travailleurs agricoles saisonniers qui sont venus au Canada dans le cadre du PTAS. La troisième source est l'Enquête de la production des fruits et légumes du Canada pour les années 1997 à 2004. Nous l'utiliserons pour intégrer des mesures économiques du secteur agricole employant les immigrants saisonniers dans la deuxième période de notre analyse.

Nous supposons qu'il existe une parfaite substituabilité entre les immigrants temporaires et les ouvriers natifs. Également, nous formulons deux hypothèses de travail. Ainsi, nous partons de l'hypothèse que la présence des travailleurs

---

<sup>2</sup> À notre connaissance, il s'agit de la seule source de données sur les travailleurs agricoles canadiens.

saisonniers agricoles ne provoque aucun effet négatif ni sur les salaires des employés natifs du secteur agricole analysé ni sur les autres indicateurs retenus. Cela nous conduit donc à la formulation de l'hypothèse que ces travailleurs saisonniers immigrants ont des effets positifs sur l'économie du secteur agricole qui les emploie.

Nous avons structuré ce mémoire en quatre chapitres. Dans le premier chapitre, nous exposerons les idées principales trouvées dans quatre études qui traitent des effets de la présence d'immigrants dans les pays d'accueil. Ensuite, nous expliquerons la théorie économique derrière notre analyse, ainsi que notre modèle économétrique. Dans un troisième chapitre, nous présenterons les données sur lesquelles repose notre étude. De plus, nous présenterons les sources d'information et les valeurs les plus importantes de notre échantillon. Finalement, dans le chapitre quatre, nous exposerons et analyserons les résultats qui ressortiront de nos estimations.

Par ce mémoire, nous souhaitons présenter une étude originale portant sur les effets des travailleurs qui participent au PTAS sur le secteur agricole canadien où ils sont demandés. Nous réalisons que la plupart des études sur l'immigration traitent surtout les effets socio-économiques des personnes étrangères qui arrivent dans les pays d'accueil pour y rester de façon permanente. Quant à l'immigration temporaire, toutes les études trouvées portent principalement sur les conditions de travail des travailleurs saisonniers dans les pays demandeurs de main-d'oeuvre. Cela n'est pas notre cas. Même si nous reconnaissons l'importance d'assurer de bonnes conditions à tous les travailleurs agricoles, notre intérêt de recherche est purement économique.

Finalement, nous voulons souligner la qualité des données que nous utilisons pour réaliser notre analyse. Nous considérons que nos trois sources de données représentent l'un des points forts de ce mémoire. En ce qui concerne les points faibles de notre analyse, nous les mentionnerons dans notre conclusion. Également, nous ferons des recommandations pertinentes afin de faire progresser cette étude

suite à ce mémoire. Étant donné que nous travaillons sur les effets des ouvriers étrangers qui participent au PTAS, nous croyons nécessaire d'effectuer une petite présentation de ce dernier. C'est pourquoi nous intégrerons à cette introduction un tableau qui résume les aspects les plus importants du programme.

**Tableau I.1 Programme des travailleurs agricoles saisonniers des Antilles et du Mexique (PTAS)**

Début du PTAS	
Antilles :	<b>1966</b>
Mexique :	<b>1974</b>
Objectif du PTAS	Obtenir une source supplémentaire de travailleurs saisonniers fiables et qualifiés afin d'améliorer la prospérité du Canada grâce à la garantie que les cultures sont plantées et récoltées à temps. <sup>3</sup>
Provinces canadiennes bénéficiant du programme	<ul style="list-style-type: none"> <li>• La Colombie-Britannique</li> <li>• La Saskatchewan</li> <li>• L'Alberta</li> <li>• Le Manitoba</li> <li>• L'Ontario</li> <li>• L'Île-du-Prince-Édouard</li> <li>• Le Québec</li> <li>• La Nouvelle-Écosse</li> </ul> <p>Le Nouveau-Brunswick</p>
Conditions requises pour être sélectionné comme travailleur saisonnier agricole	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Être paysan, agriculteur ou avoir une occupation actuelle ayant une relation avec l'agriculture ;</li> <li>• Avoir de 22 à 45 ans ;</li> <li>• Avoir une scolarité minimale équivalente à trois années d'école primaire et maximale de trois années d'école secondaire ;</li> <li>• Être marié ou avoir un(e) conjoint(e) de fait, avec des enfants si possible.</li> </ul>
Conditions requises pour être	

<sup>3</sup> Énoncé du programme fait par le Ministère des ressources humaines et du développement social du Canada.

sélectionné comme travailleur saisonnier agricole... suite	<ul style="list-style-type: none"> <li>• De plus, les personnes célibataires ayant des obligations économiques (personne à charge) pourront être incluses dans le processus de sélection ;</li> <li>• Habiter dans une région rurale.</li> </ul>
Conditions requises pour participer au programme en tant qu'employeur	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Défrayer le coût du transport aérien et tous les frais administratifs</li> <li>• offrir un logement gratuitement</li> <li>• mettre à la disposition des travailleurs un moyen de transport avec un conducteur qui parle espagnol (pour les travailleurs mexicains).</li> </ul> <p><i>Le logement offert, doit présenter des conditions optimales de sécurité et de confort</i></p>
Secteurs impliqués au Canada	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Le ministère des Ressources humaines et du Développement social du Canada (RHDC)</li> <li>• Le Foreign Agricultural Resource Management Services (FARMS) en Ontario et, la Fondation des Entreprises en Recrutement de Main-d'œuvre Agricole Étrangère (FERME), au Québec.</li> <li>• L'agence des affaires étrangères du Canada <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Au Québec : Le ministère de l'Immigration et des Communautés culturelles</li> </ul> </li> <li>• Ministères de la Santé de chaque province participante</li> <li>• CANAG. (Agence de voyages autorisée par le gouvernement).</li> </ul>
Salaires 2003 (moyenne) pour tout le Canada <sup>4</sup>	Entre 7,73 \$ CA et 8,81 \$ CA dépendamment du type d'activité.
Droits et devoirs des travailleurs étrangers participant au PTAS	Mêmes droits et devoirs <sup>5</sup> que les travailleurs canadiens <sup>6</sup> .

<sup>4</sup> Ces salaires sont déterminés selon la province et sont sujets à révision par Ressources humaines et Développement social Canada.

<sup>5</sup> C'est-à-dire le droit à la santé, à l'assurance chômage, aux crédits d'impôt fédéraux et provinciaux, etc. Même si dans la pratique ces travailleurs ne bénéficient pas de tous ces droits (voir Basok, Tanya, 2002 ; Brem, M, 2006 ; Gibb, 2006).

<sup>6</sup> Mantha, René. Dossier de la main-d'œuvre agricole étrangère au Québec, octobre 2006.



## CHAPITRE I

### REVUE DE LITTERATURE

L'immigration ainsi que ses conséquences économiques sont depuis longtemps un sujet d'intérêt pour une grande partie de chercheurs. La plupart d'eux s'intéressent surtout aux effets de la présence des immigrants sur le marché du travail, en particulier sur les salaires des travailleurs natifs. Or, dans ce chapitre nous présentons quelques études importantes réalisées à l'égard du rapport entre les immigrants et les salaires locaux.

Nous commençons d'abord par l'étude synthèse de Borjas (1994) qui est une sommité dans le domaine de l'économie de l'immigration. Dans celle-ci, l'auteur analyse le marché du travail en prenant un modèle d'une économie fermée. Son but est d'estimer l'impact des travailleurs immigrants sur les salaires des travailleurs natifs.

Dans ce modèle, il existe une seule firme avec une fonction de production homogène pour fabriquer  $Q$  unités d'un bien. La firme se sert d'employés de différents niveaux de qualification classés en deux groupes : qualifiés et non qualifiés. Les deux groupes reçoivent un salaire :  $w_s$  les qualifiés, et  $w_u$  les non qualifiés. La fonction de coûts de l'industrie est donnée par  $Qc(w_s, w_u)$ . Puis,  $c(w_s, w_u)$  représente la fonction de coûts unitaire. Celle-ci est à la fois égale au prix du bien produit  $p$ .

Les travailleurs  $N_i$  constituent les consommateurs de ce bien. Leur fonction de demande du produit prend la forme  $D_i(w_i, p)$ , où  $i=s, u$ . Pour trouver l'équilibre du marché, nous devons résoudre l'équation suivante :

$$Q = N_s D_s (w_s, p) + N_u D_u (w_u, p) \quad (1)$$

Borjas termine le modèle en supposant que  $L_i (w_s, p)$  représente la fonction d'offre de travail pour chaque employé. Puis, l'auteur propose deux équations pour obtenir une situation d'équilibre dans le marché du travail :

$$N_s L_s (w_s, p) = Q C_s (w_s, w_u) \quad (2)$$

$$N_u L_u (w_u, p) = Q C_u (w_s, w_u) \quad (3)$$

L'entrée d'immigrants dans le système amène des changements dans le marché du travail. Les effets de ce flux migratoire sur les salaires des natifs s'expriment par les équations suivantes :

$$\Delta \log w_s = \frac{\lambda}{(\varepsilon_s - \delta_r)} * \frac{(\beta - b)}{b(1-b)} * \frac{\Delta N}{N} = \alpha_s \frac{\Delta N}{N} \quad (4)$$

$$\Delta \log w_s = \frac{1 - \lambda}{(\varepsilon_s - \delta_r)} * \frac{(b - \beta)}{b(1-b)} * \frac{\Delta N}{N} = \alpha_r \frac{\Delta N}{N} \quad (5)$$

Où  $\lambda = N_u D_u (w_u, p) / Q$ .  $\varepsilon_i \geq 0$  représente l'élasticité de l'offre de travail et  $\delta_i < 0$  désigne l'élasticité de la demande de travail.  $\beta$  et  $b$  constituent la fraction d'immigrants et de natifs peu qualifiés respectivement.

Après avoir calculé (4) et (5), l'auteur trouve que pour chaque dix pourcent d'immigrants qui entre le marché du travail, le salaire diminue 0,2 pourcent environ. Cette évidence indique aussi un rapport faible entre les salaires et l'immigration pour tous les groupes de salariés natifs, sans égard à la couleur de la peau, le niveau de qualification ou le sexe. Il estime également la corrélation entre la présence des immigrants et les heures travaillées, ainsi que le taux de participation des natifs au marché du travail. Les résultats obtenus indiquent que les immigrants ont un effet très faible sur l'emploi des natifs. L'auteur suppose que ses résultats peuvent s'expliquer par le fait que, dans la réalité les villes n'ont pas des économies fermées. Les échanges de biens, capital et travail se présentent en tout temps entre les différentes régions. Alors, si les travailleurs natifs et les firmes s'adaptent aux flux d'immigrants en déménageant où ils trouvent de meilleures opportunités, la corrélation entre les salaires et les immigrants disparaît.

Une autre étude aussi importante dans la littérature sur l'immigration est celle de Card et DiNardo (CD, 2000). Ils font leur analyse en utilisant des microdonnées des recensements de 1970, 1980 et 1990 aux États-Unis. Puis, ils spécifient deux concepts importants : les groupes de qualification, et les marchés du travail. Ils construisent trois groupes de profession de la « même taille pour chaque année du recensement basé sur les salaires moyens hebdomadaires par métier. » (CD, p. 5)

Par ailleurs, ils utilisent des modèles multinomiaux logit<sup>7</sup> pour assigner des probabilités de travailler dans l'un de trois groupes. Ces modèles incluent des fonctions flexibles avec certaines variables de capital humain communes telles que l'éducation, la race et l'expérience de travail. De plus, les auteurs différencient les employés natifs des travailleurs d'origine étrangère en ajoutant deux variables. L'une tient compte du pays d'origine et l'autre enregistre l'année d'entrée dans les États-Unis. Ils incluent aussi des variables géographiques pour « contrôler des distorsions dans la distribution des professions. » (Ibid., p.6) Les probabilités qui résultent de l'estimation des modèles, servent à estimer le nombre de travailleurs locaux et immigrants de chaque groupe de profession dans chaque ville.

---

<sup>7</sup> Ces modèles ont été élaborés par année et par groupe de sexe et naissance.

En ce qui concerne la définition des marchés du travail, les auteurs utilisent des données trouvées dans les MSA's (Metropolitan Statistical Area)<sup>8</sup>. Ils prennent 119 grandes MSA. Le critère de sélection est la stabilité des limites géographiques des MSA choisies entre les années 1970 et 1990.

Le modèle empirique proposé par CD part de l'équation :

$$\log w_{jc} = \frac{1}{(\sigma + \varepsilon)} \log \frac{P_{jc}}{P_c} + u_j + u_c + e_{jc} \quad (6)$$

Où  $w_{jc}$  est le salaire du groupe  $j$  dans la ville  $c$  ;  $P_{jc}$  est la population du groupe  $j$  dans la ville  $c$ .  $P_c$  est la population totale de la ville,  $\sigma$  est l'élasticité de substitution entre les groupes de profession.  $\varepsilon$  est l'élasticité de l'offre de travail.  $u_j$  est un effet fixe du groupe  $j$ .  $u_c$  est un effet sur la ville qui reflète les différences de productivité dans les villes.  $e_{jc}$  est l'erreur qui montre les « chocs de demande spécifiques des villes et d'autres facteurs ».

Les auteurs veulent montrer deux situations possibles. En premier, si le flux d'immigrants est proportionnel à la distribution des habilités, les salaires des natifs resteront constants malgré l'augmentation de l'immigration. La deuxième, si la présence des immigrants amène à une augmentation de la proportion relative d'un groupe d'habiletés en particulier, le salaire diminue.

L'analyse empirique de CD, part de l'hypothèse que la structure des salaires dépend de la distribution relative des habilités. Ensuite, les auteurs décomposent des changements dans le terme  $\log (P_{jc}/P_c)$  en deux éléments. Le premier est déterminé par les changements de la population d'immigrants. Le deuxième l'est par les changements de la population locale.

Après une série d'ajustements, ils arrivent à l'équation :

---

<sup>8</sup> Dans leur texte, les auteurs expliquent leurs motifs d'adopter cette approche particulière.

$$\Delta \log \frac{P_{jc}}{P_c} = \left( \frac{\Delta M_{jc}}{(P_{jc})} - \frac{\Delta M_c}{P_c} \right) + \left( \frac{\Delta N_{jc}}{P_{jc}} - \frac{\Delta N_c}{P_c} \right) \quad (7)$$

Où M est le total d'immigrants, et N comprend la totalité de la population native. Les auteurs proposent une deuxième équation :

$$\left( \frac{\Delta N_{jc}}{P_{jc}} - \frac{\Delta N_c}{P_c} \right) = a + b \left( \frac{\Delta M_{jc}}{(P_{jc})} - \frac{\Delta M_c}{P_c} \right) + v_{jc} \quad (8)$$

Où  $v_{jc}$  est le terme d'erreur du groupe d'habiletés et de la ville particulière.

Avec les données de 1980 à 1990 de 119 grandes MSA, CD trouvent « 2 estimateurs pour b dans l'équation 2. » Pour le premier test de spécification ils ajoutent d'autres variables afin de capturer la dynamique des changements de la population d'une façon plus précise<sup>9</sup>.

D'après les résultats obtenus, il n'y a aucune évidence qui supporte l'hypothèse que l'émigration des natifs soit provoquée par l'entrée de nouveaux immigrants. De fait, l'entrée d'immigrants provoque une légère augmentation de la croissance relative de la proportion de natifs peu qualifiés. Quant aux effets des immigrants sur les salaires locaux, ils ne mentionnent pas des résultats. Nous supposons que l'évidence trouvée n'a pas pu établir un rapport clair entre ces deux variables. Basés sur cette évidence, les auteurs concluent que les impacts de l'immigration peu qualifiée sur le marché du travail sont atténués par d'autres ajustements, tel que les « changements dans la structure des industries. » (Ibid., p. 15)

---

<sup>9</sup> Les variables ajoutées sont la croissance relative de la population native pendant les périodes 1970 à 1980, ainsi que la proportion d'immigrants dans le groupe d'habiletés pour l'année 1980.

Card (2005) a réalisé une étude pour essayer d'expliquer les effets de l'immigration sur l'offre relative du travail peu qualifié. Il part des deux questions suivantes :

- 1) Les immigrants nuisent-ils aux opportunités des natifs peu qualifiés?
- 2) Quelle est la performance économique des immigrants aux États-Unis?<sup>10</sup>

Pour ce faire, il travaille avec des données des villes des États-Unis des années 1980 et 2000. Il commence sa démarche en classant les travailleurs (natifs et immigrants) en trois groupes d'éducation. De plus, il suppose que les immigrants et les natifs sont des substituts parfaits.

Son analyse est réalisée en deux étapes. Dans un premier temps, il fait l'estimation des effets des immigrants sur l'offre de travail relative des trois groupes d'éducation dans différentes villes. Par la suite, il relie les salaires relatifs pour les trois groupes à l'offre relative dans le marché du travail local.

Pour la première partie, les résultats obtenus montrent trois faits intéressants. « Premièrement, la proportion d'immigrants est passée de 9.5 % en 1980 à 18 % en 2000. Deuxièmement, pour les deux années il y a moins du 40 % d'immigrants qui n'a pas d'éducation secondaire. Troisièmement, la proportion de natifs avec moins d'éducation secondaire a baissé de 23 % en 1980 à 13 % en 2000. » (Card, 2005, p. 6)

Pour continuer cette analyse, Card se sert d'une régression descriptive qui lie la proportion de décrocheurs du secondaire d'une ville à la proportion d'immigrants se trouvant dans la même situation. Cette régression est la suivante :

$$s^d = \alpha + \beta s_i^d + e \quad (9)$$

---

<sup>10</sup> Dû à la nature de notre mémoire, nous n'allons pas traiter cette question. Nous recommandons le texte original aux personnes intéressées.

Où  $s^d$  est le total de décrocheurs.  $s^d_i$  comprend le total d'immigrants qui n'ont pas terminé leurs études secondaires. Puis  $e$  représente le résidu.

Alors, si le flux d'immigrants peu qualifiés est équilibré par l'émigration des natifs aussi peu qualifiés<sup>11</sup>, l'immigration aura un impact très faible sur l'offre de travail. Donc  $\beta$  donnera une valeur autour de 1. Par contre, si les immigrants s'installent dans les villes où les natifs sont plus scolarisés,  $\beta$  devra prendre une valeur tout près de zéro.

La régression effectuée à partir de 325 villes donne un coefficient  $\beta=0,79$  avec un écart-type de 0,03. En ajoutant des variables pour contrôler la taille des villes ainsi que la proportion de personnes noires dans celles-ci,  $\beta$  prend une valeur de 1,01 (écart-type de 0,03). Ces résultats indiquent que l'émigration des natifs n'est pas corrélée avec l'entrée des immigrants. De plus, dans certaines villes, le nombre de travailleurs natifs peu qualifiés a augmenté malgré la présence des immigrants.

Dans la deuxième étape de son analyse, Card relie les gains des travailleurs peu qualifiés à l'offre relative de travail. Pour ce faire, il retient un cadre théorique assez simple. Celui comprend une « fonction de production locale ainsi que des fonctions d'offre de travail per-capita pour les membres de chaque groupe d'éducation. » (Ibid, p.9) Ce raisonnement nous amène aux deux équations suivantes :

$$(a) \log \frac{w_d}{w_n} = a_1 + b_1 \log \frac{s_d}{s_n} + u_1$$

$$(b) \log \frac{E_d}{E_n} = a_2 + b_2 \log \frac{s_d}{s_n} + u_2$$

---

<sup>11</sup> Selon Card, les immigrants montrent une tendance à s'installer dans les villes où la population native a un niveau d'éducation plus élevé.

$w^d$  et  $w^H$  sont les salaires moyens des décrocheurs et des diplômés du secondaire.  $E^d$  et  $E^H$  sont les taux d'emploi pour chaque groupe.  $s^d$  et  $s^H$  sont les proportions de chaque groupe dans la population.

Les résultats obtenus montrent que la pente de la régression des salaires n'est pas statistiquement significative. Par contre, la pente de l'emploi relatif est significativement positive<sup>12</sup>. Ceci implique un petit impact négatif des immigrants peu qualifiés sur l'emploi des natifs peu qualifiés.

L'absence d'effets de la présence d'immigrants sur les salaires des travailleurs natifs peut être expliquée par des chocs de demande qui ne sont pas considérés dans le modèle. Une autre explication possible est celle comprise dans le modèle Heckscher-Olin. Dans ce modèle là, « la variation dans l'offre relative de travail peu qualifié entre les différents marchés du travail est absorbée par la structure changeante de l'industrie.<sup>13</sup> » Donc, nous pouvons supposer que les industries placées dans des villes avec beaucoup d'immigration absorbent la main-d'œuvre immigrante.

Un autre article que nous considérons aussi important est celui de Ottaviano et Peri (OP, 2006). Ici, le but des auteurs est d'étudier les impacts de l'immigration sur les salaires à partir d'une approche d'équilibre général. Leur idée est d'analyser les effets des immigrants sur les salaires des différents travailleurs, ainsi que les rapports de ces derniers avec le capital physique.

OP partent de l'étude de Borjas (2003). Ensuite, ils choisissent une fonction de production CES où le capital physique et le travail sont combinés pour produire l'output. Cette fonction de production prend la forme suivante :

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (10)$$

<sup>12</sup> Pour les salaires: pente=-0.06, écart-type =0,06

Pour l'emploi : pente=0,07, écart-type =0,02

<sup>13</sup> Dans son texte, Card prend l'étude de Lewis (2003) pour montrer la variation dans l'industrie i.



Où  $Y_t$  est la production agrégée,  $A_t$  est le facteur de productivité,  $K$  représente le capital physique,  $L_t$  est l'agrégat CES pour le travail, finalement  $\alpha$   $[0,1]$  est la proportion du revenu du travail. La fonction de production est Cobb-Douglas à rendements constants à l'échelle.

Les auteurs se servent de cette fonction pour calculer les fonctions de demande et les salaires pour des différents types de travail dans le temps  $t$ . De plus, ils prennent la production comme un bien numéraire. Ce faisant, la productivité marginale des travailleurs natifs des groupes  $k, j$ <sup>14</sup> est égale au logarithme naturel de leur salaire. Cela donne l'équation suivante :

$$\ln w_{Hkj,t} = \ln(\alpha A_t k_t^{1-\alpha}) + \frac{1}{\delta} (L_t) + \ln \theta_{kt} - \left( \frac{1}{\delta} - \frac{1}{\eta} \right) \ln(L_{kt}) + \ln \theta_{kjt} - \left( \frac{1}{\eta} - \frac{1}{\sigma_k} \right) \ln(L_{kjt}) + \ln \theta_{Hkj,t} - \frac{1}{\sigma_k} \ln(H_{kjt}) \quad (11)^{15}$$

À partir de cette équation les auteurs dérivent une série de courbes de demande et les élasticités des salaires des travailleurs ayant différentes habilités<sup>16</sup>. De plus, ils estiment les paramètres structuraux les plus importants, c'est-à-dire les élasticités de substitution des travailleurs :  $\eta$ ,  $\delta$  et  $\sigma$ .

Pour estimer le pourcentage du changement du salaire réel par groupe d'éducation, les auteurs utilisent les paramètres  $\eta$ ,  $\sigma$ ,  $\delta$ , les changements dans le pourcentage de la population des immigrants par groupe d'éducation entre 1990 et 2004 ( $\Delta F_{kj1990-2004}/F_{kj1990}$ ), et les deux formules suivantes dérivées de l'équation (11) :

<sup>14</sup> Dans le texte original, les auteurs définissent quatre différents groupes d'éducation qui sont agrégées dans  $k$ . Pour sa part,  $j$  est un indice contenant des intervalles de cinq ans pour les années d'expérience  $[0, 40]$ . Or,  $j=1$  prend les travailleurs ayant entre 0 et 4 ans d'expérience,  $j=2$  ceux entre 5 et 9 ans, et ainsi de suite.

<sup>15</sup> Où  $k_t = K_t/L_t$ .

<sup>16</sup> Étant donné que la démarche des auteurs est plus vaste, nous retenons seulement les aspects les plus représentatifs. Pour les personnes intéressées à toute la démarche, nous leur recommandons de lire le texte original.

$$\begin{aligned}
\frac{(\Delta W_{Hkjt})^{total}}{W_{Hkjt}} &= \frac{1}{\delta} \sum_m \sum_i (s_{Fmit} \frac{\Delta F_{mit}}{F_{mit}}) + (\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\delta}) (\frac{1}{s_{kt}}) \sum_i (s_{Fkit} \frac{\Delta F_{kit}}{F_{kit}}) + (\frac{1}{\sigma_k} - \frac{1}{\eta}) (\frac{1}{s_{kjt}}) \\
&\quad (s_{Fkjt} \frac{\Delta F_{kjt}}{F_{kjt}}) + (1 - \alpha) (\frac{\Delta k_t}{k_t})_{immigration}
\end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned}
\frac{(\Delta W_{Fkjt})^{total}}{W_{Fkjt}} &= \frac{1}{\delta} \sum_m \sum_i (s_{Fmit} \frac{\Delta F_{mit}}{F_{mit}}) + (\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\delta}) (\frac{1}{s_{kt}}) \sum_i (s_{Fkit} \frac{\Delta F_{kit}}{F_{kit}}) + (\frac{1}{\sigma_k} - \frac{1}{\eta}) (\frac{1}{s_{kjt}}) \\
&\quad (s_{Fkjt} \frac{\Delta F_{kjt}}{F_{kjt}}) + (1 - \alpha) (\frac{\Delta k_t}{k_t})_{immigration} - \frac{1}{\sigma_k} (\frac{\Delta F_{kjt}}{F_{kjt}})
\end{aligned} \tag{13}$$

L'équation (12) mesure les effets totaux de l'immigration sur les salaires des travailleurs natifs du groupe k, j. Le terme  $\frac{1}{\delta} \sum_m \sum_i (s_{Fmit} \frac{\Delta F_{mit}}{F_{mit}})$  représente l'effet positif total sur la productivité des travailleurs du groupe k,j, causé par l'augmentation de l'offre de travail. Autrement dit, dans ce terme nous trouvons les bénéfices pour le travail local amenés par l'accroissement du travail agrégé causé par la présence de travailleurs imparfaitement substituables. Le terme  $(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\delta}) (\frac{1}{s_{kt}}) \sum_i (s_{Fkit} \frac{\Delta F_{kit}}{F_{kit}})$  est l'effet négatif additionnel sur la productivité généré par l'offre des travailleurs d'origine étrangère dans le même groupe d'éducation. Pour sa part,  $(\frac{1}{\sigma_k} - \frac{1}{\eta}) (\frac{1}{s_{kjt}}) (s_{Fkjt} \frac{\Delta F_{kjt}}{F_{kjt}})$  mesure l'effet négatif additionnel causé par l'offre d'immigrants dans le même groupe d'éducation et le même nombre d'années d'expérience que les natifs du groupe k,j. Finalement,  $(1 - \alpha) (\frac{\Delta k_t}{k_t})_{immigration}$  est le changement du salaire provoqué par l'ajustement imparfait du capital.

Dans le cas de l'équation (13), nous voyons que celle-ci mesure l'impact de l'immigration sur les salaires des travailleurs d'origine étrangère, qui sont dans le pays de façon permanente depuis longtemps. Les termes de cette expression rassemblent à ceux-ci de l'équation (12), sauf pour l'inclusion de  $(\frac{1}{\sigma_k} (\frac{\Delta F_{kjt}}{F_{kjt}}))$  dans (13) qui a pour objet de capturer l'impact négatif supplémentaire sur les salaires des immigrés<sup>17</sup> causé par leur substituabilité imparfaite avec les immigrants du même groupe.

Par rapport à l'estimation de l'équation (12), les auteurs signalent que l'introduction de la substituabilité imparfaite a deux effets. D'une part, « il y a des modifications dans les salaires des natifs, leur valeur passant de 0,01 % à entre 1,2 % et 2,3 %. » (OP, p.27) D'autre part, nous observons une réduction de l'effet *adverse de distribution* des immigrants sur les salaires des employés natifs. En prenant différentes valeurs de  $\sigma$ , les estimations montrent un effet positif à long terme des immigrants sur les salaires des travailleurs natifs ayant au moins un diplôme du secondaire. Les travailleurs détenant un DEC sont les plus bénéficiaires de l'immigration. Les décrocheurs subissent un petit effet négatif de l'immigration (entre -0,2 % et -2,1 %). Les plus affectés par la présence des immigrants sont les immigrés. En effet, ceux-ci souffrent une perte dans leurs salaires réels d'entre -13,3 % et -26,3 %.

---

<sup>17</sup> Les auteurs font la distinction entre les immigrants qui viennent d'entrer dans le pays, et ceux déjà établis depuis longtemps.

## **CHAPITRE II**

### **CADRE THEORIQUE ET METHODOLOGIE DE L'ANALYSE**

Il est facile d'admettre que la venue de travailleurs immigrants dans un pays, si elle est importante, est susceptible d'amener des changements sur le marché de travail (Borjas, 2006 ; Card, 1996). Dans la première partie de ce chapitre, nous développons l'explication soutenant cette affirmation. Dans une deuxième partie, nous présentons les variables utilisées ainsi que le modèle économétrique estimé.

#### **2.1 La théorie économique derrière les effets des immigrants sur le marché du travail**

Nous prenons le modèle classique de l'offre et la demande. Dans un tel modèle, le niveau d'emploi et les salaires d'équilibre sont déterminés par l'offre et la demande de travail. Or, l'équilibre du système se trouve là où la courbe de l'offre croise la courbe de la demande (Figure 2.1).

La présence de travailleurs immigrants<sup>18</sup> signifie qu'il y aura plus de main-d'œuvre dans l'économie. Autrement dit, l'offre de travail augmente. Cette situation provoque un déplacement vers le bas de la courbe d'offre dans notre système (Figure 2.2).

---

<sup>18</sup> Nous pouvons affirmer que la présence des travailleurs saisonniers étrangers a le même impact économique que les immigrants permanents. Une telle affirmation semble logique si nous tenons compte du fait qu'ils viennent au pays d'accueil pour combler les postes où il y a une pénurie de main-d'œuvre locale. La seule différence est que les travailleurs temporaires ne restent pas dans le pays d'accueil. Donc, ils n'amènent pas les mêmes conséquences sociales que les travailleurs permanents.

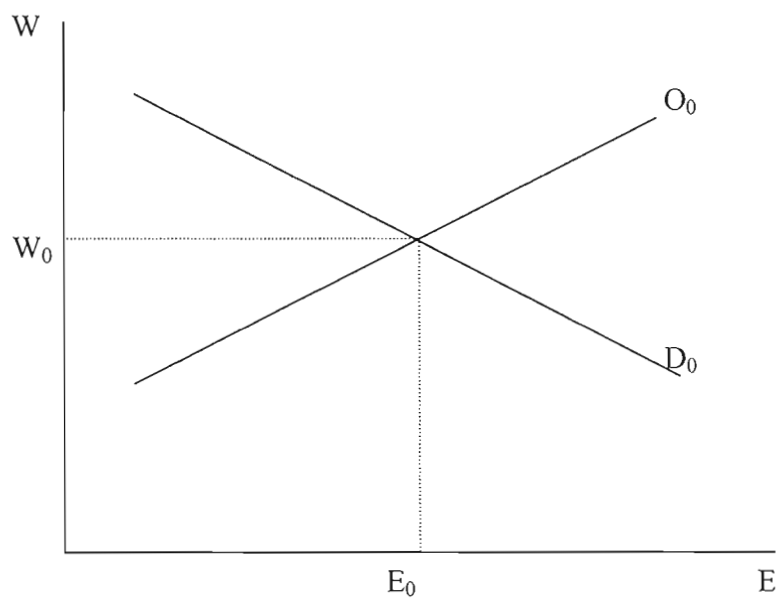


Figure 2.1 : Le modèle du marché du travail néoclassique.

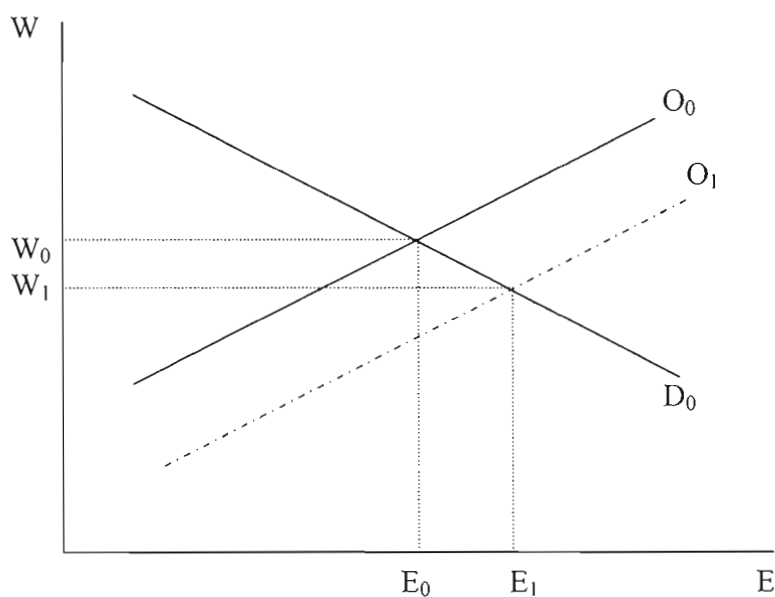


Figure 2.2 : L'effet de l'augmentation de main-d'œuvre dans le marché du travail sur le salaire et l'emploi.

Ce déplacement est accompagné par une évidente diminution du salaire. Celui-ci passe de  $W_0$  à  $W_1$ . Par contre, le niveau d'emploi passe de  $E_0$  à  $E_1$ . Devant un tel schéma, il est assez facile de conclure que l'immigration nuit aux salaires des travailleurs natifs. Ce n'est cependant qu'une partie de la réalité. Cette présentation simple « ignore d'autres effets de l'immigration sur le marché du travail. » (Benjamin, Gunderson et Riddell, 2002).

Bien que les immigrants fassent accroître la quantité de main-d'œuvre dans le marché du travail, ils font aussi augmenter la demande de biens et services. Les niveaux de production s'accroîtront en conséquence et les employeurs demanderont plus de travailleurs. La courbe de demande de travail se déplacera par conséquent vers le haut, donnant lieu à un nouvel équilibre.

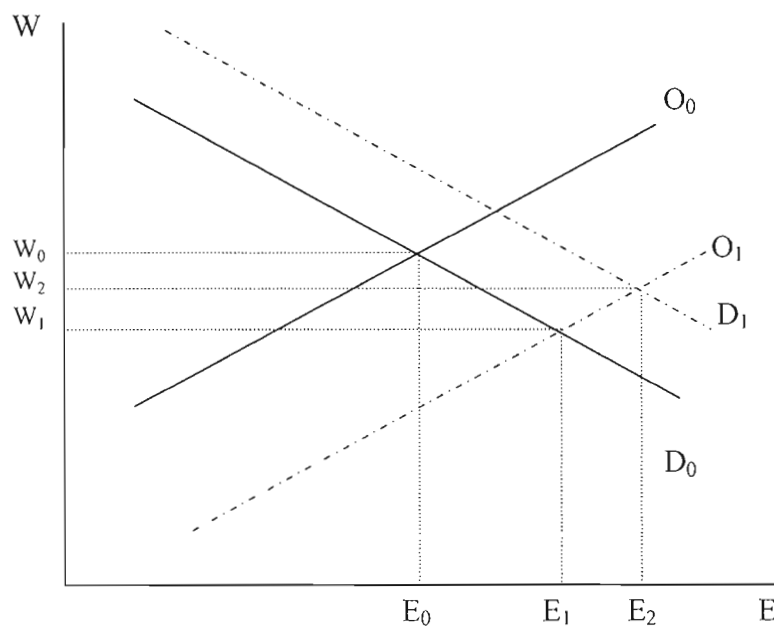


Figure 2.3 : L'effet de l'augmentation de la main-d'oeuvre du côté de l'offre et la demande de travail.

Ainsi, nous pouvons affirmer que la présence des immigrants a un effet sur le marché du travail local, et ce, particulièrement sur l'offre de travail et les salaires des travailleurs natifs. De même, nous pouvons affirmer que cet effet peut être compensé du côté de la demande de travail, ainsi que des biens et services locaux. Bref, nous pouvons supposer que l'immigration n'amène pas toutes les conséquences négatives que nous lui accordons, pour ce qui est de la théorie, du moins.

## 2.2 Nos variables et le modèle économétrique

### 2.2.1 L'étude de Borjas, Freeman et Katz (BFK, 1996)

Dans cette étude, les auteurs veulent trouver les effets de l'immigration sur les salaires des travailleurs des États-Unis. Pour ce faire, ils proposent l'estimation d'une régression linéaire avec des données en coupe transversale. Ils séparent leurs estimations selon le sexe.

Le modèle économétrique proposé est le suivant :

$$\log w_{ijk} = \alpha (AGE)_i + \beta (EDUC)_i + \gamma \left( \frac{I}{N} \right)_k + e_{ijk}$$

Où  $w_{ijk}$  est le salaire hebdomadaire de la personne  $i$ , dans le groupe d'éducation  $j$  dans la zone géographique  $k$ . L'âge est un vecteur contenant les variables dichotomiques pour l'âge de la personne  $i$ . EDUC est le vecteur de variables dichotomiques de l'éducation de l'individu  $i$ . Puis,  $I/N$  représente le ratio entre les immigrants et les natifs.

Le résultat de l'estimation de l'année 1980 pour les hommes montre « un effet peu important de l'augmentation de l'offre de travail due aux immigrants sur les salaires des natifs. » (BFK, p. 247) Par contre, pour l'année 1990 la régression donne un coefficient positif de l'effet de l'immigration sur les salaires des hommes natifs. Cela

peut s'expliquer par la période de boom économique qui a eu lieu dans les années 1980 dans les régions qui recevaient des immigrants.

En ce qui concerne les régressions pour les femmes, les résultats montrent que les salaires sont corrélés positivement avec le ratio immigrant/natif. Les signes des variables font penser à problème d'omission de variables pouvant être corrélées avec les salaires et l'immigration.

Pour régler ce problème, BFK suivent un modèle ayant une équation différentielle de premier degré<sup>19</sup> :

$$d \ln w_{jk} = \gamma d\left(\frac{I}{N}\right)_{jk} + \delta Z_{jk} + e_{jk}$$

Où  $d(I/N)_{jk}$  est le changement dans le ratio des immigrants et des natifs pour le groupe  $j$  tandis que  $Z_{jk}$  comprend d'autres régresseurs. BFK ajoutent des variables dichotomiques pour contrôler la zone géographique ainsi que des variables d'éducation pour contrôler les changements de demande de travailleurs par groupe d'éducation.

Les résultats obtenus sans les variables de contrôle sont toujours positifs. Mais une fois ces variables incluses, les coefficients deviennent négatifs ou sont près du zéro. Par rapport à la zone géographique, BFK ont remarqué « qu'à mesure que la zone grandissait, les coefficients devenaient moins positifs ou plus négatifs. » (Ibid., p.248) Donc, les résultats ne dépendent pas seulement des contrôles dans les régressions mais aussi des zones géographiques étudiées. Nous pouvons supposer que si l'analyse prend tout le territoire national, « les effets de l'immigration seront plus négatifs. » (Ibid)

---

<sup>19</sup> Nous mentionnons ce modèle, car il fait partie de l'étude de BFK. Toutefois, nous n'en tenons pas compte pour notre analyse.



Nous pouvons expliquer cela, d'une part, par l'émigration des natifs causée par l'entrée d'immigrants et, d'autre part, par la possibilité que le capital réponde aux changements de l'offre de travail amenés par l'immigration.

BFK proposent aussi l'approche des proportions des facteurs. Cela leur permet de voir comment l'immigration a un impact sur le marché du travail. Cette approche suppose que les effets de l'immigration et de l'échange commercial, se répandent dans toutes les régions. L'idée est d'analyser l'effet de l'immigration en observant son impact sur l'offre nationale de travail des personnes ayant différents niveaux de qualification. Pour ce faire, il est nécessaire de disposer de l'estimation des changements du nombre d'immigrants avec différents niveaux de qualification. De plus, « le changement implicite de l'offre de travail causée par l'échange commercial net ainsi que les élasticités des salaires relatifs et de l'offre relative de travail doivent être incorporées. »(Ibid, p. 249)

Les données pour l'analyse proviennent des Recensements de la population de 1980 et 1990. Pour estimer l'effet du commerce sur la composition des groupes d'éducation, les auteurs calculent le nombre de travailleurs des différents groupes qui seraient demandés, en supposant que le commerce net par industrie reste constant pendant la période de l'analyse. Ensuite, BFK transforment les changements du commerce net en changements dans l'offre de travail.

Leurs résultats montrent que l'immigration a pour effet une augmentation disproportionnelle de l'offre de travail chez les décrocheurs du secondaire. Ces effets sont aussi concentrés autour des moins éduqués.

Il est pertinent de se demander comment ces changements de l'offre de travail ont affecté les salaires des différents groupes. Pour y répondre, les auteurs comparent les décrocheurs du secondaire avec tous les autres travailleurs. Ils comparent aussi les personnes détenant un diplôme du secondaire à celles ayant un diplôme collégial. Les résultats obtenus sont multipliés par les élasticités estimées pour l'offre relative de travail et pour les salaires relatifs traités dans Borjas, Bronars et Trejo (1992). Cela donne des coefficients montrant les effets de l'immigration et du

commerce sur les salaires relatifs de -0,039 point log pour la première comparaison, et -0,016 pour la deuxième. Avec des contrôles pour le sexe et l'âge, les coefficients donnent -0,08 pour les décrocheurs/le reste et -0,018 pour les secondaire terminé/diplômés du collège.

Les différents résultats obtenus obligent les auteurs à supposer que l'instabilité dans leurs résultats est causée par « l'effet atténué de la migration native à travers les régions ainsi que par l'omission dans l'analyse d'éléments relatifs aux marchés du travail régionaux. »(Ibid., p. 250)

## 2.2.2 Notre modèle et nos variables

Nous voulons analyser les effets de la présence des travailleurs agricoles saisonniers sur le marché du travail agricole. Pour ce faire, nous partons du modèle proposé par BFK (1996). Nous faisons des ajustements dans le but de l'adapter à notre étude. Cela donne les équations suivantes :

$$Y_{itk} = \alpha + \beta (\text{sexe})_{ikt} + \delta (\text{yrxfte11})_{ikt} + \gamma (\text{age})_{ikt} + \theta (\text{moinsec})_{ikt} + \phi (\text{seconter}) + \lambda [t1-t12]_{12 \times nkt} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \text{ } ikt} + e_{itk} \quad (1)$$

$$Y_{itk} = \alpha + \beta (\text{sexe})_{ikt} + \delta (\text{yrxfte11})_{ikt} + \gamma (\text{age})_{ikt} + \theta (\text{moinsec})_{ikt} + \phi (\text{seconter}) + \lambda [t1-t12]_{12 \times nkt} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \text{ } ikt} + \psi (\text{guest})_{kt} + e_{itk} \quad (2)$$

Où Y est la variable à analyser pour l'individu i pour la période t dans la région géographique k ; les variables d'intérêt à analyser sont le salaire réel (revre), le logarithme du salaire réel (logrev), le taux horaire composite de rémunération (thpc), le logarithme du taux horaire composite (lnthpc), le nombre d'heures travaillées par année (wksem28) et le nombre de semaines travaillées par année (alhrwk28). Sexe est le vecteur des variables dichotomiques pour le sexe. Yrxfte11 est le vecteur

contenant les données pour les années d'expérience de travail à temps plein. Puis,  $\text{âge}$  est un vecteur qui contient l'âge des individus.  $\text{Moinsec}$  est le vecteur des données ayant des individus avec des études inférieures au secondaire ;  $\text{seconter}$  est la variable pour les individus avec des études secondaires terminées. La variable  $\text{t1-t12}$  est la matrice de variables dichotomiques qui nous indiqueront la tendance du modèle pendant la période de notre analyse.  $\text{Prov}$  est la matrice avec des variables dichotomiques des régions du Canada.

Or,  $\text{prov}_{5 \times n} = [\text{provmar} \text{ provqc} \text{ provon} \text{ provcb} \text{ provouest}]$ , puis

$$\text{t1-t12}_{12 \times n} = [\text{t1} \text{ t2} \text{ t3} \text{ t4} \text{ t5} \text{ t6} \text{ t7} \text{ t8} \text{ t9} \text{ t10} \text{ t11} \text{ t12}]$$

La variable  $\text{provmar}$  est le vecteur contenant des valeurs dichotomiques de toutes les provinces maritimes (L'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick, la Nouvelle-Écosse, Terre-Neuve-et-Labrador).  $\text{Provqc}$  est la région du Québec, tandis que  $\text{provon}$  est la région de l'Ontario.  $\text{Provouest}$  prend les valeurs des provinces de l'ouest (Le Manitoba, l'Alberta et la Saskatchewan) sauf ceux de la Colombie-Britannique lesquels sont contenus dans la variable  $\text{provcb}$ .

Dans l'équation (2) nous introduisons la variable  $\text{guest}$ . Celle-ci représente le nombre de travailleurs agricoles qui travaillent dans la partie du secteur agricole analysée. Nous la prenons par année et par province.

Notre motivation de construire un modèle à deux équations en coupe transversale est de comparer les coefficients obtenus dans les cas suivants :

- (1) Lorsqu'il n'y a pas de présence de travailleurs agricoles saisonniers d'origine étrangère
- (2) Lorsque les exploitants agricoles canadiens embauchent des travailleurs saisonniers d'origine étrangère. C'est-à-dire, en supposant que la variable  $\text{guest}$  est une variable omise de l'équation (1)

À partir de cette comparaison, nous allons observer si, effectivement, la présence des travailleurs saisonniers a un impact négatif ou positif sur les variables dépendantes décrites ci-dessus.

Par ailleurs, nous estimons les régressions par la méthode des MCO pour deux périodes différentes. La première période couvre les années 1993 à 2004 et n'inclut aucun produit (*output*) agricole. Ces valeurs agricoles sont incorporées pour la deuxième période de notre analyse, car elles ne sont disponibles qu'à partir de 1997.

Donc, notre modèle devient :

$$Y_{itk} = \alpha + \beta (\text{sexe})_{ikt} + \delta (\text{yrxfte11})_{ikt} + \gamma (\text{age})_{ikt} + \theta (\text{moinsec})_{ikt} + \phi (\text{seconter}) + \lambda [t1-t8]_{12 \times nkt} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \text{ } ikt} + \sigma (\text{varagricole}) + e_{itk} \quad (3)$$

$$Y_{itk} = \alpha + \beta (\text{sexe})_{ikt} + \delta (\text{yrxfte11})_{ikt} + \gamma (\text{age})_{ikt} + \theta (\text{moinsec})_{ikt} + \phi (\text{seconter}) + \lambda [t1-t8]_{12 \times nkt} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \text{ } ikt} + \sigma (\text{varagricole}) + \psi (\text{guest})_{kt} + e_{itk} \quad (4)$$

La variable varagricole prend trois différentes valeurs. La première est la valeur de la production à la ferme (vf) mesurée en milliers de dollars. La deuxième représente la production totale commercialisée (pc) en tonnes. Puis, la troisième est la surface récoltée en hectares (sr).

### 2.2.3 Une autre approche de l'analyse

Dans le but d'analyser les effets des travailleurs participant au PTAS sur l'activité du secteur agricole en étude, nous proposons la « semi » fonction de production suivante :

$$Z_t = \alpha + \beta (\text{ouvriers})_{kt} + \psi (\text{guest})_{kt} + \lambda [t1-t8]_{12 \times n} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \text{ } kt} + e_{tk} \quad (5)$$

Où  $Z$  prend les mêmes valeurs que  $varagricole$ , sauf que cette fois ci ces variables deviennent dépendantes.  $Guest$ ,  $t1-t8$  et  $prov$  prennent les mêmes valeurs que dans les premiers modèles avec un légère ajustement : dans ce modèle nous les traitons par région et par année. Le vecteur  $ouvriers$  est celui qui contient le nombre de travailleurs agricoles canadiens natifs et  $e_{ik}$  est un résidu.

## CHAPITRE III

### LES DONNÉES POUR L'ANALYSE

Nous construisons notre banque de données en fusionnant des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour les années 1993 à 2004<sup>20</sup> et de l'Enquête de la production des fruits et légumes du Canada pour les années 1997 à 2004. Les deux ont été menées par Statistique Canada. Par ailleurs, les données trouvées dans en ce qui concerne le nombre de travailleurs agricoles saisonniers venus au Canada dans le cadre du Programme des travailleurs agricoles saisonniers (PTAS) sont introduites.

#### 3.1 La variable guest

Le nombre de travailleurs par année a été pris du texte de Martin (2006). Pour avoir celui-ci par province, il a fallu le multiplier par les pourcentages fournis par le Consulat du Mexique à Montréal. Nous montrons les résultats dans la figure 3.1.

Nous pouvons observer que la plupart d'immigrants saisonniers agricoles s'installent dans la province de l'Ontario (64,29 %). Par contre, ils sont très peu nombreux dans la région des provinces maritimes (0,64 %).

---

<sup>20</sup> Nous avons utilisé les fichiers non publiés de l'EDTR qui sont accessibles au CIQSS - UQAM/INRS. Seuls les fichiers non publiés permettent de connaître très finement la profession et le secteur d'activité des répondants.

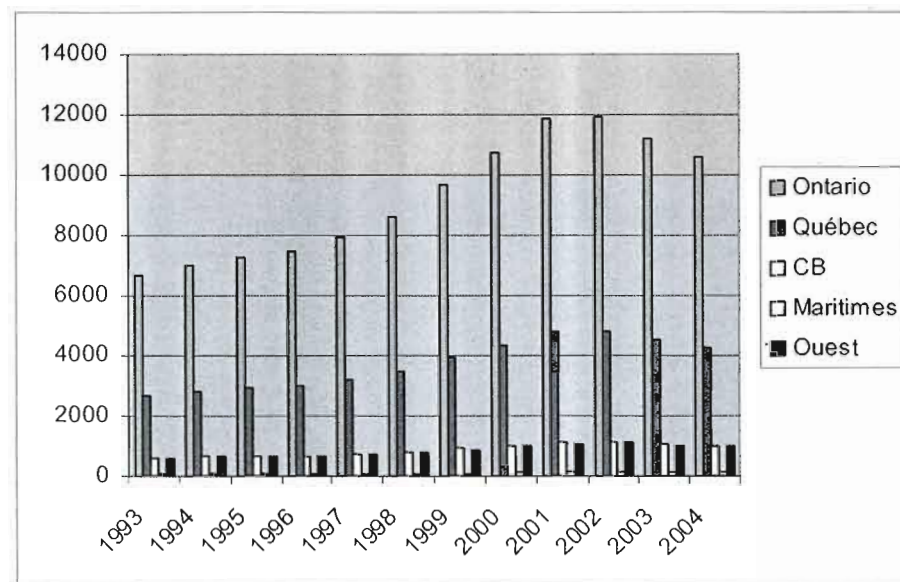


Figure 3.1 Répartition de travailleurs saisonniers par province et par année (1997-2004).

Source : Consulat du Mexique à Montréal et Martin (2006).

### 3.2 Les données de l'EDTR

Nous avons choisi l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), car nous considérons qu'elle représente une source de données qui s'adapte bien à notre étude. En effet, l'EDTR contient des données sur le revenu des travailleurs et de leurs familles. Également, elle nous fournit une série de données concernant l'activité des travailleurs sur le marché du travail ainsi que leurs caractéristiques démographiques telles que l'éducation, l'âge, le sexe, la province de résidence, etc. En outre, elle nous apporte aussi des informations sur les secteurs d'activité des travailleurs. Cela nous permet d'identifier les ouvriers et les exploitants agricoles dans les branches où les travailleurs saisonniers étrangers sont employés.

Nous établissons notre échantillon en extrayant les variables d'intérêt pour la période 1993 à 2004. Due à la nature de notre analyse, il est nécessaire d'appliquer certains critères de sélection afin de retenir seulement les variables adéquates. Ainsi, nos variables retenues sont les suivantes<sup>21</sup> :

- a. Âge (age26) : âge des répondants pendant l'année de référence.
- b. Sexe (sex99=1,2) : sexe des répondants pendant l'année de référence, homme=1, femme=2.
- c. Wksem28 : Indicateur signalant le nombre de semaines travaillées pendant l'année de référence.
- d. Alhrwk28 : Indicateur signalant le nombre d'heures travaillées pendant l'année de référence.
- e. Yrxfte11 : indicateur contenant le nombre d'années d'expérience de travail à temps plein. Ceci comprend tous les emplois (à temps partiel et à temps plein) depuis le premier emploi à temps plein. Une valeur de zéro est attribuée aux personnes qui ont moins d'un an d'expérience et à celles qui n'ont jamais travaillé à temps plein<sup>22</sup>.
- f. Cmphrw28: Taux composite de rémunération horaire pour tous les emplois comme travailleur rémunéré occupés pendant l'année de référence. Calculé d'après le taux de rémunération horaire implicite pour tous les emplois comme travailleur rémunéré, pondéré selon le nombre total d'heures rémunérées pour chacun<sup>23</sup>.
- g. Nivinst (Hleved18): plus haut niveau d'instruction du répondant.
  - 01 N'a jamais fréquenté l'école
  - 02 1 à 4 ans d'études primaires

<sup>21</sup> Dans certains cas nous incluons entre parenthèses le code donné par Statistique Canada.

<sup>22</sup> Statistique Canada. Dictionnaire de données de l'EDTR.

<sup>23</sup> Ibid.



- 03 5 à 8 ans d'études primaires
- 04 9 à 10 ans d'études primaires et secondaires
- 05 11 à 13 ans d'études primaires et secondaires (sans diplôme)
- 06 Études secondaires terminées
- 07 Études postsecondaires non universitaires partielles (sans certificat)
- 08 Études universitaires partielles (sans certificat)
- 09 Certificat postsecondaire non universitaire
- 10 Certificat ou diplôme universitaire inférieur au baccalauréat
- 11 Baccalauréat
- 12 Certificat ou diplôme universitaire supérieur au baccalauréat, mais sous la maîtrise
- 13 Maîtrise
- 14 Premier grade professionnel en droit ou diplôme en médecine, en art dentaire, en médecine vétérinaire ou en optométrie
- 15 Doctorat (Ph.D)

h. Pvreg25: province de résidence à la fin de l'année de référence.

- 11 Île-du-Prince-Édouard
- 12 Nouvelle-Écosse
- 13 Nouveau-Brunswick
- 24 Québec
- 35 Ontario
- 46 Manitoba
- 47 Saskatchewan

- 48 Alberta
  - 59 Colombie-Britannique
- i. Revenu (Earng42): revenu du travail. Nous prenons les revenus étant égaux ou supérieurs à 200 \$. De plus, nous traitons cette variable comme le salaire des travailleurs, car nous supposons que celui-ci est leur seule source de revenus.
- j. Prof (Noccd6): profession du répondant à la fin de l'année de référence. Nous retenons seulement les exploitants et les travailleurs agricoles des secteurs suivants :
- I011 – Exploitants/exploitantes agricoles et gestionnaires d'exploitations agricoles. Production de fruits et légumes.
  - I014 – Propriétaires-exploitants/ propriétaires-exploitantes et gestionnaires de pépinières et de serres 1021
  - I021 - Ouvriers/ouvrières agricoles. Production de fruits et légumes.
  - I022 - Ouvriers/ouvrières de pépinières et de serres

Pour la sélection de ces variables, nous excluons les cas où les réponses sont : ne sait pas, refus de répondre ou non applicable. Par ailleurs, nous modifions les codes des professions afin de les rendre utilisables pour nos estimations. Ainsi, nous remplaçons 1 par le numéro 9. Nous utilisons aussi d'autres variables complémentaires :

- k. Code SCIAN : nous l'utilisons pour sélectionner les ouvriers agricoles qui travaillent uniquement dans la partie du secteur agricole consacrée à la production des fruits, légumes, pépinières et serre.

- l. Poids transversal travail (ilbwt26) : Poids transversal pour la personne. Il est ajusté pour la non-réponse aux questions différentes du revenu comme les questions sur l'activité sur le marché du travail et l'éducation. En appliquant ce poids, nous obtenons la population représentative.

De plus, nous construisons des nouvelles variables à partir de certaines données venant de l'EDTR. Ces variables sont les suivantes :

- a. Age1828 : regroupement d'age26 pour les personnes ayant entre 18 et 28 ans.
- b. Age2939 : regroupement d'age26 pour les personnes ayant entre 29 et 39 ans.
- c. Moinsec : regroupement de hleved18 pour les personnes ayant des études inférieures au secondaire.
- d. Seconter : regroupement de hleved18 pour les personnes détenant un diplôme d'études secondaires.
- e. Provmar : variable dichotomique pour la région des provinces maritimes.
- f. Provqc : variable dichotomique pour la région du Québec
- g. Provon : variable dichotomique pour la région de l'Ontario
- h. Provcb : variable dichotomique pour la région de la Colombie-Britannique
- i. Provouest : variable dichotomique pour la région des provinces de l'Ouest.
- j. Revre : revenu du travail réel. Nous divisons earng42 entre l'indice des prix à la consommation pour l'année de référence.
- k. Logrev : Nous calculons le logarithme naturel de revre.

l. Thpc : taux composite de rémunération horaire réel. Nous suivons le même processus que pour revr.

m. Lnthpc : Logarithme naturel de thpc.

Les variables supplémentaires dont nous nous servons sont : l'indice des prix à la consommation et l'indice des prix des produits agricoles. Les deux sont publiés par Statistique Canada.

Nous montrons des valeurs de notre échantillon dans le tableau 3.1.

Tableau 3.1 Variables représentatives de notre échantillon construit à partir des données de l'EDTR.

<i>Variables (1993-2004)</i>	<i>Nombre d'observations pondérées</i>	<i>Moyenne (écart-type)</i>
Employeurs	391 363	
Travailleurs	371 850	
Sexe	371 850	
Femmes	170 995	
Hommes	200 855	
Âge	371 850	32,49 (13,65)
Années d'expérience à temps plein	371 850	10,19 (11,62)
Nombre de semaines travaillées	371 850	38,94 (16,25)
Niveau d'instruction	370 853	Études secondaires terminées.
Salaire réel		11 398 (10 566)
Taux horaire composite de rémunération	371 850	8,16 (3,05)
	342 907	

Source : calculs réalisés à partir des micro-données pondérées de l'EDTR.

### 3.3 Les données de l'Enquête de la production des fruits et légumes du Canada

Dans le cas des fruits et légumes, toutes les valeurs sont classées par province. Le seul calcul nécessaire a été la somme totale pour toutes les variables, car elles n'apparaissaient pas agrégées. Nous avons pris seulement trois mesures de la production du secteur agricole étudié. Ces trois indicateurs sont les suivants :

Vf : valeur de la production à la ferme en milliers de dollars

Pc : production commercialisée en tonnes

Sr : surface récoltée en hectares

L'évolution de chacune de ces variables est observable dans les figures 3.2 à 3.4

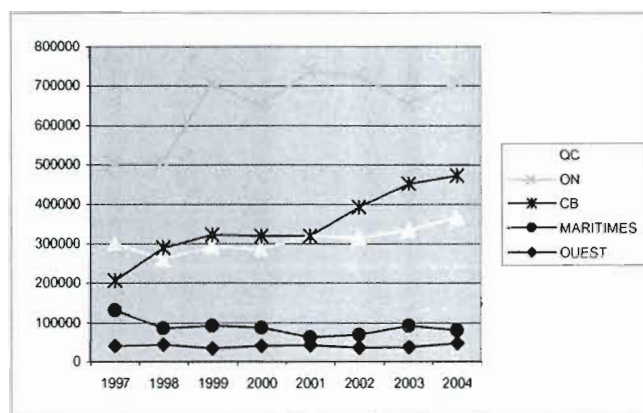
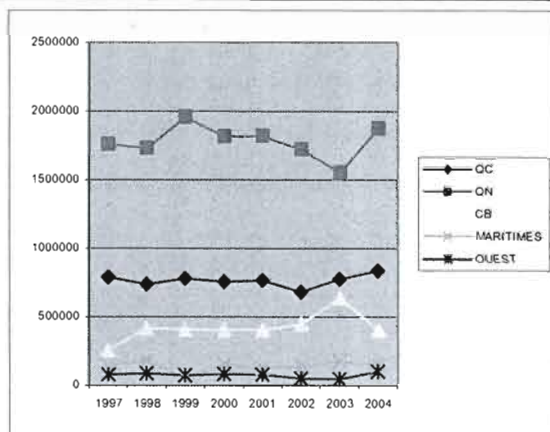


Figure 3.2. Évolution de la valeur à la ferme par région en milliers de dollars 1997-2004

Source : Enquête de la production des fruits et légumes

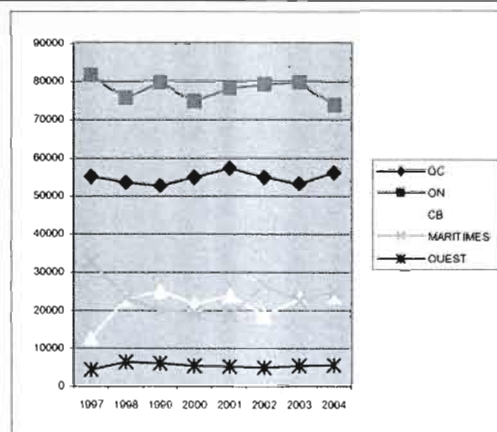
Nous pouvons remarquer que dans les trois cas, c'est la région de l'Ontario qui comporte les valeurs les plus élevées. Cela peut bien expliquer pourquoi les travailleurs agricoles saisonniers immigrants sont plus concentrés dans cette région-là.

Figure 3.3 Évolution de la production commercialisée par région (tonnes) 1997-2004



Source : Ibid.

Figure 3.4 Évolution de la surface récoltée par région (hectares) 1997-2004



## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Après avoir défini nos variables et construit notre banque de données, nous procédons à l'estimation des régressions pour deux périodes. Ainsi, dans la première partie de ce chapitre, nous présentons les résultats pour la première période. Dans un deuxième temps, nous les montrons pour la période de 1997 à 2004 où nous introduisons trois mesures différentes de la production du secteur agricole analysé. Finalement, nous effectuons une régression supplémentaire dans le but d'observer les effets des travailleurs agricoles immigrants saisonniers sur la performance économique du secteur pour les années 1997 à 2004.

#### 4.1 Les résultats pour les salaires

En suivant le modèle à deux équations présenté dans le chapitre II, nous devons calculer quatre régressions. Effectivement, nous régressons deux fois pour le salaire réel et deux fois pour le logarithme naturel. Nous disposons d'un échantillon de 1,230 observations.

La première régression<sup>24</sup> donne comme résultat une majorité de coefficients significatifs à 1 %, avec une  $r^2$  égale à 0,203. La deuxième estimation, avec le logarithme naturel, génère de coefficients assez semblables à ceux du salaire réel. Les valeurs obtenues pour l'âge, le sexe, l'expérience ainsi que l'éducation et les

---

<sup>24</sup> Le reste des résultats sont présentés dans le tableau B.1 de l'annexe B.

provinces maritimes et le Québec sont significatives à 1 %, tandis que l'Ontario et la Colombie-Britannique le sont à 10 %.

À l'égard des variables dichotomiques du temps, les deux régressions du salaire réel ont des coefficients peu significatifs. C'est dans le cas des logarithmes pour l'année 4 (1996) qui devient significative à 10 %. Effectivement, pour l'estimation sans les travailleurs saisonniers notre estimateur donne  $\lambda = -0,3027$  (0,056), alors qu'en introduisant ces travailleurs celui-ci se transforme  $\lambda = -0,2784$  (0,075).

Le tableau 4.1 présente un résumé des résultats des régressions avec la variable *guest*. Les coefficients qui mesurent l'impact des travailleurs saisonniers n'apparaissent pas significatifs statistiquement. Donc, leur présence ne nuit pas aux salaires des travailleurs natifs, même si dans le cas du logrev il existe un impact négatif très faible. De fait, nous constatons comment pour chaque travailleur saisonnier immigrant il y a une augmentation du salaire réel de seize cents dollars environ.

Tableau 4.1 Résultats de la régression pour la variable *guest*

Var. dépendante Estimateurs	Salaire réel (revre)	Log salaire réel (logrev)
<i>guest</i> ( $\psi$ )	<b>0,1663 (0,710)</b>	-0,000035 (0,386)
$R^2$	<b>0,203</b>	0,249
N	1230	1230

#### 4.1.1 Régressions pour les autres indicateurs

En partant du même modèle, nous analysons l'impact des travailleurs saisonniers sur d'autres variables telles que le taux horaire composite de rémunération, le nombre de semaines et le nombre d'heures travaillées pendant l'année. Nous voulons estimer si la présence des travailleurs saisonniers a des effets importants sur des résultats autres que les salaires.



#### 4.1.1.1 Taux horaire composite de rémunération

Nous commençons par le taux horaire composite de rémunération et par son logarithme. Nous prenons les mêmes variables que dans les régressions pour les salaires. Notre échantillon se réduit à 1,226 observations car, il y a des travailleurs qui ne rapportent pas leurs heures travaillées.

Nous calculons en première le taux horaire réel sans les saisonniers immigrants. Les résultats indiquent que, *age2939*, *moinssec*, *seconter*, *sexe*, *yrxfte11* et *provmar* présentent de coefficients significatifs. Cela ne change pas beaucoup une fois que nous ajoutons *guest*. Celle-ci donnant un résultat  $\psi=0,0000293$  (0,834).

Concernant le logarithme du taux horaire, les résultats rassemblent beaucoup à ceux trouvés pour le taux horaire. L'inclusion de *guest* dans l'analyse, ne provoque pas de grands changements. Les coefficients produisent à peu près les mêmes valeurs. De fait, comme dans les autres régressions où l'effet des employés saisonniers a été estimé, l'estimateur résulte très faible et pas significatif [ $\psi=0,00000075$  (0,583)].

#### 4.1.1.2 Nombre de semaines travaillées pendant l'année

En ce qui concerne le nombre de semaines travaillées sans *guest*, nous obtenons des coefficients significatifs pour les variables *sexe*, *yrxfte11*, *moinssec*, *seconter*, *t9-t12* et les quatre variables dichotomiques des régions. En incluant les immigrants saisonniers, cela amène de petites variations dans les coefficients des années et les régions. Seulement *t10* et *t12* ainsi que *provmar* et *provqc* restent significatifs. De plus, nous trouvons que la présence des immigrants n'affecte pas le nombre de semaines travaillées [ $\psi=0,0002$  (0,719)].

#### 4.1.1.3 Nombre d'heures travaillées pendant l'année

Le nombre d'heures travaillées pendant l'année sans les *guest* se voit affecté par les mêmes variables que *wksem28*, sauf pour la région maritime et la Colombie-Britannique. Avec *guest*, seulement *t9* et *t11* donnent de résultats significatifs. Le reste de valeurs restent semblables à la régression sans les saisonniers étrangers. Puis, encore une fois nous voyons que les travailleurs immigrants saisonniers n'affectent pas le nombre d'heures travaillées [ $\psi=0,0009$  (0,981)].

### 4.2 L'estimation pour une deuxième période

Après avoir observé tous les résultats obtenus des estimations pour la période 1993 à 2004, nous confirmons que la présence des travailleurs agricoles saisonniers étrangers ne provoque pas des effets adverses sur les salaires des travailleurs agricoles natifs. Nous constatons que même dans le cas du logarithme du revenu réel il y a un coefficient à signe négatif très faible. C'est pourquoi nous considérons qu'il est important de continuer avec notre analyse en ajoutant de nouvelles valeurs qui proviennent du secteur agricole. Également, nous limitons le nombre d'années d'analyse.

#### 4.2.1 Pourquoi une deuxième période avec de nouvelles variables?

Nous essayons d'expliquer l'absence d'effets des travailleurs immigrants saisonniers à partir des idées exposées dans le texte de Card (2005). L'auteur y offre deux explications. D'un côté, il suppose que l'absence d'effets de la présence d'immigrants sur les salaires des travailleurs natifs peut être motivée par des chocs de demande qu'il ne considère pas dans sa modélisation. D'un autre côté, Card utilise le modèle Hecksher-Olin (HO). Celui-ci présume que les variations dans l'offre de travail se voient absorbées par des changements dans la structure de l'industrie.

Il faut donc introduire d'éléments que représentent les ajustements du côté de la demande.

En ce qui concerne notre modèle, nous remarquons que, dans la première période de notre analyse, nous n'incluons aucun indicateur qui exprime l'activité économique du secteur agricole sous étude. Or, l'omission de variables peut donner lieu à des imprécisions dans les résultats. Pour faire face à ce problème, nous partons des deux explications de Card. Ensuite, nous ajoutons au modèle un élément économique qui représente la partie du secteur agricole analysée. Cette variable, déjà décrite dans le chapitre II, peut prendre trois différentes valeurs : la production commercialisée en tonnes, la valeur à la ferme en milliers de dollars et la surface récoltée en hectares. Nous devons réduire notre échantillon, car nous ne disposons de ces données agricoles qu'à partir de 1997.

#### **4.2.1 Les résultats pour la deuxième période (1997-2004)**

L'incorporation de la variable agricole complète les équations (1) et (2). Celles-ci deviennent (3) et (4). Ensuite, il faut remarquer que notre *varagricole* prend trois valeurs différentes. En conséquence, cela nous donne quarante régressions à estimer. Évidemment, la moitié de ces régressions contient la variable *guest*.

Les résultats obtenus ne varient pas beaucoup entre eux, tout comme dans la première période d'estimations. D'ailleurs, à l'exception des provinces et la tendance, il n'y a pas de grandes variations entre les coefficients des deux périodes. Seulement dans certaines estimations, trouvons nous quelques variables significatives pour *guest* et pour certaines indicateurs de la production agricole.

Dans le tableau 4.2 nous présentons ces résultats. L'ensemble de coefficients qui résultent de l'estimation s'expose dans les tableaux C1-C9 (voir annexe C, p.55- 63).

Tableau 4.2 Résultats significatifs de l'estimation pour la deuxième période.

Var. dépendante Estimateurs	Salaire réel	Thpc	Lnthpc
guest – vf ( $\psi$ )	<b>1,9581(0,009) ***</b>	<b>0,0008 (0,000) ***</b>	0,0001 (0,000) ***
guest – pc ( $\psi$ )	<b>PS<sup>(a)</sup></b>	<b>0,0006 (0,001) ***</b>	0,0001 (0,003) ***
guest – sr ( $\psi$ )	<b>PS</b>	<b>0,0006 (0,000) ***</b>	0,0001 (0,002) ***
vf – guest	<b>-0,0191 (0,044) ***</b>	<b>-0,0000 (0,039) ***</b>	-0,0000 (0,067) ***
sr – guest	-0,2055 (0,082) *	PS	PS

Source: estimation réalisée à partir de la banque de données construite par l'auteur.

(a) Pas significatif ; écart-types entre parenthèses

\*\*\* significatif à 1 %

\* significatif à 10 %

Lorsque nous estimons l'impact des travailleurs agricoles saisonniers immigrants sur les salaires en incorporant la valeur à la ferme, nous obtenons  $\psi=1.9581$  (0,0009). Donc, pour chaque travailleur immigrant saisonnier qui arrive dans le secteur agricole, il y a une augmentation du salaire d'à peu près 2 \$. Pour sa part, la variable agricole vf produit  $\theta=-0,0191(0,044)$ . Or, pour chaque dollar qu'augmente la valeur à la ferme, le salaire diminue de deux cents dollars environ.

En remplaçant vf par la surface récoltée (sr) ou par la production commercialisée (pc), les estimateurs de guest, n'engendrent pas de résultats significatifs. C'est plutôt sr qui le fait. En effet, nous trouvons que pour chaque hectare récolté, il y a une diminution du salaire d'un peu plus de vingt centième de dollars.

La deuxième colonne du tableau montre que le taux horaire composite de rémunération se voit aussi affecté significativement par guest. Cependant, ces valeurs ne sont pas assez élevées. Il y a des augmentations du thpc d'entre 0,0006 \$ et 0,0008 \$ par travailleur agricole saisonnier immigrant qui arrive dans le secteur. Dans le cas de vf, nous trouvons un résultat très faible, malgré son signe négatif.

Cette dernière situation se répète lorsque nous régressons pour le logarithme du taux horaire composite de rémunération. Nous obtenons un coefficient  $\theta=-0,0000$  (0,067). Quant aux effets de guest sur le logarithme (Lnthpc), notre régression donne

trois résultats semblables. Effectivement, les trois estimateurs prennent la valeur  $\theta=0,0001$ , avec des écart-types de 0,0000 pour *vf*, 0,002 pour *sr* et 0,003 pour *pc*.

L'introduction de variables économiques agricoles à l'analyse, donne des résultats intéressants. Nous confirmons que les travailleurs immigrants saisonniers affectent positivement les salaires des travailleurs natifs du secteur agricole. Ces effets paraissent cependant peu importants, malgré leur niveau de signification. D'ailleurs, les autres indicateurs ne varient pas beaucoup, leurs coefficients restant autour des mêmes valeurs. Tout cela va dans le sens de la conclusion de Card (2005) qui affirme que l'ajustement du modèle « met les variables sur le bon chemin, mais qu'il ne change pas l'idée centrale: les effets des immigrants sur le marché du travail restent faibles. »

Une autre explication plausible se trouve dans le processus migratoire. En effet, étant donné que les travailleurs immigrants saisonniers viennent au pays comme participants d'un programme créé par les gouvernements des différents pays, leur entrée au Canada se fait de façon régulée. Leur présence doit être planifiée premièrement par le gouvernement du Canada.<sup>25</sup> Les salaires, ainsi que les conditions de travail de ces travailleurs doivent être régulés et supervisés par des représentants des gouvernements participants. Toute cette planification et supervision permet de garder l'équilibre dans le secteur agricole que nous analysons. Puis, même si dans un premier temps la présence des employés saisonniers peut affecter la dynamique de travail du secteur, à long terme les effets disparaissent ou restent très faibles.

#### 4.3 Une troisième estimation

Après avoir démontré que les travailleurs saisonniers d'origine étrangère n'amènent pas les impacts négatifs auxquelles certaines personnes pensent, nous voulons

---

<sup>25</sup> Avec l'intermédiaire de Ressources humaines et Développement social Canada.

analyser si ceux-ci ont un effet sur l'activité du secteur agricole. Pour ce faire, nous utilisons la « semi- fonction » de production (5) décrite dans le chapitre II.

Nous réduisons notre banque de données afin de rester avec les variables nécessaires pour l'estimation de l'équation (5). La taille de notre échantillon se transforme en  $n=40$ .

Nous présentons nos résultats dans le tableau D1 (voir annexe D, p. 64). Nous pouvons observer que nos coefficients présentent des valeurs peu stables. Tant les travailleurs natifs que les travailleurs immigrants, donnent des estimateurs significatifs dans le cas du valeur à la ferme. Cependant, cela ne se répète pas pour les autres deux variables dépendantes. Par ailleurs, la tendance estimée par  $t1$  à  $t2$  montre beaucoup de variations pour les trois indicateurs.

Afin d'obtenir de résultats plus stables, nous modifions légèrement notre modèle. Ainsi, nous substituons *guest* et *ouvriers* par le ratio *guest/ouvriers*. Donc, notre équation (5) devient la suivante :

$$Z_i = \alpha + \beta (\text{ratio})_{kt} + \lambda [t1-t8]_{12 \times n} + \varphi (\text{prov})_{4 \times n \times kt} + e_{tk} \quad (6)$$

Le tableau D2 contient les résultats de cette dernière estimation. Ceux-ci ne montrent pas beaucoup de différences par rapport aux premières régressions. Le ratio présente un coefficient négatif significatif pour la production commercialisée, mais il ne le génère plus ni pour la valeur à la ferme, ni pour la surface récoltée. Encore une fois, la tendance varie de façon très instable.

Finalement, nous essayons une autre approche. Nous modifions à nouveau le modèle, mais, cette fois-ci, nous changeons la variable dépendante. Ainsi, nous remplaçons notre ratio *guest/ouvriers* par le ratio *(nombre d'exploitants)<sub>tk</sub> / (mesures agricoles)<sub>tk</sub>*. Comme dans l'équation (6), nous obtenons des résultats qui ne nous permettent pas d'être concluants.

Ces résultats instables et peu significatifs sont sans doute imputables au nombre très limité des observations pour ces dernières estimations. En particulier, le nombre d'exploitants agricoles dans les secteurs d'activité retenus est très faible et instable d'une année à l'autre<sup>26</sup>.

---

<sup>26</sup> Les données de l'EDTR sont utilisables lorsqu'il y a au moins 5 observations avant la pondération. De faibles variations du nombre d'observations non pondérées (par exemple, entre 5 et 15) ont pour conséquence de conduire, après pondération, à des variations importantes d'une année à l'autre. En outre, l'EDTR est un panel chevauchant (chaque trois ans, un nouveau panel de répondants est introduit et les répondants rendus à la sixième année sortent). Plusieurs chercheurs, dont Pierre Lefebvre et Philip Merrigan, ont observé du « bruit » dans certaines variables liées au marché du travail lorsqu'un nouveau panel apparaît.

## CONCLUSION

D'après nos résultats, l'immigration temporaire n'a pas d'effets négatifs sur les salaires des ouvriers agricoles qui travaillent dans la production des fruits et légumes en champs, en pépinières et en serres. Cela s'ajoute aux résultats obtenus par d'autres chercheurs qui ont déjà fait des analyses semblables.

En partant du modèle élaboré par Borjas, Freeman et Katz (1996), nous avons estimé les effets de la présence des travailleurs immigrants saisonniers agricoles sur les salaires, le taux composite horaire de rémunération, les heures et les semaines travaillées d'une partie du secteur agricole canadien. Nous avons régressé par la méthode des MCO pour deux périodes. Pour la première période, nous avons réalisé que dans aucun cas la présence des immigrants temporaires ne présente d'effets significatifs sur les variables dépendantes. Par contre, nous avons découvert que d'autres éléments tels que l'âge, l'expérience de travail à temps plein et l'éducation des natifs ont davantage d'impact sur les salaires ainsi que sur les heures et les semaines travaillées.

Pour tester la validité de nos résultats, nous avons introduit d'autres variables liées à la production dans une deuxième estimation faite pour une autre période. Nous nous rendons compte que dans certains cas les coefficients mesurant les effets des immigrants temporaires sont significatifs. Cependant, ils prennent des valeurs très faibles. Cela nous sert à soutenir l'affirmation de Card (2005) lorsqu'il conclut que les ajustements dans les modèles peuvent mener les résultats sur la bonne voie, sans pour autant changer l'idée principale que l'immigration n'affecte pas le marché de travail.

Nous trouvons aussi une explication à la faiblesse dans nos résultats dans le processus migratoire. Nous traitons, ici, des travailleurs immigrants saisonniers



participant à un programme de mobilité internationale, encadré par des accords entre le Canada, le Mexique, le Guatemala et certains pays des Antilles qui font partie du Commonwealth. Ainsi, il existe tout un processus de planification autour de ce programme. Cela concerne la régulation des salaires et des conditions de travail des employés saisonniers d'origine étrangère. Aussi, cette régulation permet de maintenir l'équilibre dans la dynamique de travail du secteur agricole où ces ouvriers saisonniers travaillent. Par conséquent, bien qu'à court terme leur présence est associée, au plan statistique, à quelques effets sur le secteur, ceux-ci disparaissent ou deviennent très faibles sur le long terme.

Nous pouvons démontrer avec ces résultats qu'il n'existe pas d'effet important, du point de vue économique, provoqué par la présence des immigrants temporaires sur les salaires du secteur agricole analysé. C'est ainsi que nous contredisons toutes les personnes qui affirment que l'immigration provoque la diminution des salaires dans les secteurs du pays d'accueil où travaillent les immigrants. Cette affirmation est souvent évoquée par certains groupes opposés à l'immigration pour critiquer les politiques migratoires mises en œuvre par le gouvernement.

Nous pouvons plutôt penser que les travailleurs agricoles saisonniers profitent au secteur agricole à l'étude. Effectivement, leur présence sert à combler la pénurie de main-d'œuvre locale. Le pays est confronté à un exode de travailleurs du secteur agricole vers d'autres secteurs mieux rémunérés, ainsi qu'au vieillissement de la population qui travaille dans les champs canadiens (Groupe Agéco, 2002 ; Hébert, 2003). L'embauche d'étrangers se présente comme une bonne stratégie pour assurer la pérennité de l'industrie de l'agriculture. De plus, le Canada se situe au quatrième rang pays exportateurs d'aliments et de produits alimentaires.

Dans le but d'analyser les bénéfices des immigrants temporaires sur le secteur agricole analysé, nous avons tenté d'estimer un troisième modèle économétrique. Malheureusement, nos résultats ont démontré beaucoup d'irrégularités, car nous ne disposions pas de toute l'information dont nous aurions eu besoin. Cela ne nous a

pas permis de déterminer l'impact des ouvriers agricoles saisonniers d'origine étrangère sur la production des fruits et légumes, pépinières et serres.

Nous considérons qu'une analyse dans cette direction doit être poursuivie de telle sorte que d'autres éléments puissent s'y introduire. De cette manière, nous pourrions faire face à cette irrégularité dans nos résultats. Nous recommandons l'étude réalisée par Ottaviano et Peri qui a été mentionnée dans le chapitre I. Nous avons vu que leurs modèles sont assez efficaces pour mesurer les effets de l'immigration sur le marché du travail et dans la dynamique des rapports entre les immigrants et les travailleurs natifs dans le milieu de travail.

Il va sans dire que nous encourageons l'application du Programme des travailleurs agricoles saisonniers. En effet, nous réalisons que ce programme permet à une partie du secteur agricole de continuer sa production et de rester compétitif devant une économie de plus en plus mondialisée. La présence régulée de travailleurs immigrants temporaires offre l'avantage de pouvoir compter sur une main-d'œuvre qualifiée pour le travail en milieu rural. De plus, nous avons démontré qu'elle n'affecte pas de façon négative le marché du travail. Ces deux éléments semblent constituer une combinaison assez avantageuse pour tous les participants du programme. Ce qui nous amène à affirmer qu'il serait pertinent de poursuivre dans cette voie.

## ANNEXE A

### STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU SECTEUR AGRICOLE QUI EMPLOI LES TRAVAILLEURS DU PTAS

**Tableau A.1 Nombre de travailleurs**

Profession	Freq.	Percent	Cum.
Exploitants agricoles	356,029	46.65	46.65
Exploitants pépinières/serres	35,334	4.63	51.28
Ouvriers agricoles	200,372	26.25	77.53
Ouvriers pépinières/serres	171,478	22.47	100.00
Total	763,213	100.00	

**Tableau A.2 Sexe des travailleurs agricoles (ouvriers)**

Profession	sexe Femme	Homme	Total
Ouvriers agricoles	67,620	132,752	200,372
Ouvriers pépinières/serres	103,375	68,103	171,478
Total	170,995	200,855	371,850

**Tableau A.3 Âge ouvriers (moyenne)**

Profession	Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
Ouvriers agricoles	33.991815	14.279667	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres	30.749851	12.667098	171478	171478
Total	32.496789	13.655827	371850	371850

**Tableau A.4 Années d'expérience à temps plein (moyenne)**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		12.66674	13.183892	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres		7.30528	8.620693	171478	171478
<hr/>					
Total		10.194312	11.622133	371850	371850

**Tableau A.5 Nombre de semaines travaillées (moyenne)**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		40.1103	16.402385	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres		37.5869	15.952398	171478	171478
<hr/>					
Total		38.946653	16.245178	371850	371850

**Tableau A.6 Niveau d'instruction (moyen) des travailleurs**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		6.1185706	2.2297939	199999	199999
Ouvriers pépinières/serres		6.5955143	1.9448851	170854	170854
<hr/>					
Total		6.3383012	2.1167245	370853	370853

**Tableau A.7 Salaire réel (moyen) des travailleurs**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		12018.598	10883.621	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres		10674.953	10136.396	171478	171478
<hr/>					
Total		11398.978	10566.855	371850	371850

**Tableau A.8 Taux composite de rémunération (moyen)**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		138.19442	319.94643	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres		10.338327	43.174941	171478	171478
<hr/>					
Total		79.233799	245.11539	371850	371850

**Tableau A.9 Province de résidence**

profession		11	12	13	24	35	46	47		Total
<hr/>										
Ouvriers agricoles		11,222	8,538	9,800	29,484	40,682	26,129	43,805		200,372
Ouvriers Pépinières /serres		1,359	6,829	7,334	26,089	91,441	3,001	2,232		171,478
<hr/>										
Total		12,581	15,367	17,134	55,573	132,123	29,130	46,037		371,850

Profession		48	59		Total
<hr/>					
Ouvriers agricoles		15,104	15,608		200,372
Ouvriers pépinières/serres		14,203	18,990		171,478
<hr/>					
Total		29,307	34,598		371,850

**Tableau A.10 Nombre d'heures travaillées pendant l'année de référence (moyen)**

Profession		Moyenne	Écart-type.	Freq.	Obs.
<hr/>					
Ouvriers agricoles		1937.292	1851.9512	200372	200372
Ouvriers pépinières/serres		1497.796	1398.6677	171478	171478
<hr/>					
Total		1734.6193	1672.7923	371850	371850

## ANNEXE B

### RÉGRESSIONS LINÉAIRES PÉRIODE 1994-2003

**Tableau B.1 Résultats estimation de la régression pour les salaires période 1993-2004**

	revre	revre	logrev	logrev
sexe	3,956.2391 (0.000)***	3,944.4913 (0.000)***	0.2804 (0.000)***	0.2829 (0.000)***
yrxftell	257.7325 (0.000)***	258.3453 (0.000)***	0.0303 (0.000)***	0.0302 (0.000)***
age1828	1,708.3497 (0.040)**	1,709.5518 (0.040)**	0.2965 (0.001)***	0.2962 (0.001)***
age2939	3,957.1714 (0.000)***	3,963.2825 (0.000)***	0.3742 (0.000)***	0.3729 (0.000)***
moinssec	-4,753.6981 (0.000)***	-4,740.5188 (0.000)***	-0.4223 (0.000)***	-0.4250 (0.000)***
seconter	-4,069.6671 (0.000)***	-4,056.8648 (0.000)***	-0.3543 (0.000)***	-0.3570 (0.000)***
t2	-1,785.8329 (0.357)	-1,863.4063 (0.345)	-0.2608 (0.102)	-0.2445 (0.124)
t3	-844.7225 (0.676)	-914.2586 (0.655)	-0.1141 (0.518)	-0.0994 (0.569)
t4	-2,096.0094 (0.294)	-2,211.0298 (0.283)	-0.3027 (0.056)*	-0.2784 (0.075)*
t5	-1,213.2395 (0.558)	-1,322.1562 (0.531)	-0.1328 (0.360)	-0.1099 (0.450)
t6	78.1341 (0.970)	-75.4294 (0.972)	-0.0469 (0.742)	-0.0145 (0.919)
t7	-96.2217 (0.961)	-329.7641 (0.876)	-0.1004 (0.511)	-0.0513 (0.742)
t8	-1,556.1060 (0.405)	-1,851.0025 (0.372)	-0.1512 (0.290)	-0.0891 (0.554)
t9	-356.2445 (0.853)	-753.8702 (0.731)	-0.0110 (0.938)	0.0727 (0.637)
t10	2,329.8501 (0.291)	1,907.9998 (0.431)	0.1423 (0.397)	0.2311 (0.207)
t11	490.0072 (0.806)	138.2672 (0.951)	-0.0283 (0.856)	0.0458 (0.783)
t12	363.1070 (0.875)	-15.4242 (0.995)	-0.2413 (0.200)	-0.1616 (0.381)
provmar	-3,991.6669 (0.000)***	-3,912.4432 (0.000)***	-0.2500 (0.001)***	-0.2667 (0.000)***
provqc	-4,674.5448 (0.000)***	-5,210.4807 (0.005)***	-0.3238 (0.002)***	-0.2110 (0.227)
provon	846.0958 (0.386)	-580.2050 (0.886)	0.1434 (0.065)*	0.4436 (0.220)
provcb	-3,321.8249 (0.003)***	-3,379.7003 (0.003)***	-0.2203 (0.082)*	-0.2082 (0.106)
Constant	10,137.2261 (0.000)***	10,264.7285 (0.000)***	8.7673 (0.000)***	8.7405 (0.000)***
Valeurs p robustes entre parenthèses. *Significatif à 10 %; ** Significatif à 5 %; *** Significatif à 1 %				

**Tableau B.2 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération période 1993-2004**

	(1) thpc	(2) thpc	(3) lnthpc	(4) lnthpc
sexe	0.4206 (0.059)*	0.4198 (0.059)*	0.0556 (0.019)**	0.0554 (0.019)**
yrxftell	0.0497 (0.000)***	0.0499 (0.000)***	0.0056 (0.000)***	0.0056 (0.000)***
age1828	0.3107 (0.220)	0.3110 (0.221)	0.0477 (0.098)*	0.0478 (0.098)*
age2939	0.8833 (0.020)**	0.8844 (0.020)**	0.1050 (0.004)***	0.1053 (0.003)***
moïnsec	-1.3324 (0.000)***	-1.3288 (0.000)***	-0.1280 (0.000)***	-0.1270 (0.000)***
seconter	-1.5737 (0.000)***	-1.5708 (0.000)***	-0.1533 (0.000)***	-0.1526 (0.000)***
t2	0.8197 (0.248)	0.8074 (0.247)	0.1109 (0.115)	0.1077 (0.127)
t3	0.1876 (0.775)	0.1762 (0.784)	0.0601 (0.362)	0.0572 (0.386)
t4	-0.1159 (0.863)	-0.1331 (0.837)	0.0120 (0.849)	0.0076 (0.905)
t5	-0.2551 (0.692)	-0.2732 (0.660)	-0.0031 (0.960)	-0.0078 (0.901)
t6	0.1676 (0.807)	0.1409 (0.830)	0.0233 (0.719)	0.0163 (0.801)
t7	0.2170 (0.747)	0.1765 (0.781)	0.0433 (0.503)	0.0328 (0.619)
t8	-0.0943 (0.878)	-0.1455 (0.801)	0.0160 (0.794)	0.0027 (0.966)
t9	-0.3107 (0.622)	-0.3800 (0.524)	-0.0068 (0.914)	-0.0247 (0.714)
t10	0.2339 (0.732)	0.1599 (0.805)	0.0484 (0.472)	0.0292 (0.687)
t11	-0.0919 (0.902)	-0.1526 (0.841)	-0.0126 (0.854)	-0.0284 (0.701)
t12	0.0627 (0.922)	-0.0031 (0.996)	0.0366 (0.566)	0.0195 (0.770)
provmar	-1.0574 (0.001)***	-1.0435 (0.001)***	-0.0705 (0.022)**	-0.0669 (0.030)**
provqc	-0.5358 (0.162)	-0.6311 (0.285)	-0.0082 (0.835)	-0.0329 (0.593)
provon	0.0754 (0.815)	-0.1759 (0.895)	0.0688 (0.026)**	0.0037 (0.977)
provcb	-0.1677 (0.668)	-0.1773 (0.656)	0.0535 (0.179)	0.0510 (0.211)
guest		0.0000293 (0.834)		0.00000075 (0.583)
Constant	8.4301 (0.000)***	8.4495 (0.000)***	1.9853 (0.000)***	1.9903 (0.000)***
Observations	1226	1226	1226	1226
R-carré	0.107	0.107	0.119	0.119

Valeurs p robustes entre parenthèses

\* Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau B.3 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année. Période 1993-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	wksem28	wksem28	alhrwk28	alhrwk28
sexe	2.0811 (0.027)**	2.0731 (0.027)**	274.7127 (0.000)***	274.6716 (0.000)***
yrxftell	0.1649 (0.000)***	0.1659 (0.000)***	27.1245 (0.000)***	27.1284 (0.000)***
age1828	-0.8930 (0.486)	-0.8893 (0.486)	225.5639 (0.005)***	225.5884 (0.005)***
age2939	0.5526 (0.711)	0.5690 (0.701)	398.5655 (0.000)***	398.6428 (0.000)***
moinssec	-3.1702 (0.016)**	-3.1491 (0.016)**	-341.6897 (0.000)***	-341.5974 (0.000)***
seconter	-4.8860 (0.000)***	-4.8556 (0.000)***	-181.1654 (0.026)**	-181.0362 (0.028)**
t2	2.9678 (0.137)	2.8942 (0.151)	30.2162 (0.864)	29.8474 (0.866)
t3	0.0882 (0.968)	0.0426 (0.985)	31.9337 (0.843)	31.5999 (0.845)
t4	2.6954 (0.174)	2.5993 (0.195)	50.5227 (0.760)	49.9934 (0.764)
t5	-0.6656 (0.794)	-0.7501 (0.774)	8.1620 (0.958)	7.6666 (0.961)
t6	1.8640 (0.315)	1.7219 (0.365)	36.6561 (0.824)	35.8863 (0.832)
t7	2.0181 (0.335)	1.7839 (0.412)	139.3510 (0.386)	138.1207 (0.413)
t8	3.5377 (0.083)*	3.2285 (0.141)	272.0497 (0.101)	270.5011 (0.128)
t9	4.1973 (0.031)**	3.7667 (0.090)*	396.9988 (0.027)**	394.9454 (0.041)**
t10	4.0553 (0.067)*	3.5739 (0.160)	311.0967 (0.089)*	308.7238 (0.124)
t11	4.0418 (0.053)*	3.6567 (0.121)	392.7830 (0.020)**	390.8876 (0.035)**
t12	4.7736 (0.029)**	4.3663 (0.063)*	313.3265 (0.097)*	311.3092 (0.122)
provmar	-8.1975 (0.000)***	-8.0904 (0.000)***	-97.4896 (0.200)	-96.9774 (0.207)
provqc	-9.7662 (0.000)***	-10.4116 (0.000)***	-335.9925 (0.000)***	-338.9642 (0.041)**
provon	-2.2043 (0.053)*	-3.9323 (0.446)	-109.6806 (0.155)	-117.6487 (0.737)
provcb	-6.5071 (0.001)***	-6.5547 (0.001)***	-471.4400 (0.000)***	-471.6780 (0.000)***
guest		0.0002 (0.719)		0.0009 (0.981)
Constant	44.5977 (0.000)***	44.6823 (0.000)***	1,128.2226 (0.000)***	1,128.7176 (0.000)***
Observations	1233	1233	1230	1230
R-carré	0.165	0.165	0.220	0.220
Valeurs p robustes entre parenthèses				
* Significatif à 10%; ** Significatif à 5%; *** Significatif à 1%				



## ANNEXE C

### RÉGRESSIONS LINÉAIRES PÉRIODE 1997-2004

**Tableau C.1 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004 (sans guest)**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	revre	revre	logrev	logrev
sexe	4,440.9123 (0.000)***	4,364.6448 (0.000)***	0.3225 (0.000)***	0.3203 (0.000)***
yrxftell	245.0495 (0.000)***	248.7302 (0.000)***	0.0282 (0.000)***	0.0283 (0.000)***
age1828	2,561.9583 (0.010)**	2,494.0346 (0.012)**	0.3794 (0.000)***	0.3775 (0.000)***
age2939	4,680.1190 (0.000)***	4,686.4769 (0.000)***	0.4650 (0.000)***	0.4652 (0.000)***
Moinsec	-5,368.1294 (0.000)***	-5,256.6650 (0.000)***	-0.3930 (0.000)***	-0.3899 (0.000)***
seconter	-4,361.9115 (0.001)***	-4,435.0416 (0.000)***	-0.3961 (0.000)***	-0.3981 (0.000)***
t2	1,473.2175 (0.375)	1,066.0504 (0.521)	0.1050 (0.390)	0.0934 (0.446)
t3	1,433.5513 (0.421)	1,417.4601 (0.419)	0.0657 (0.648)	0.0653 (0.649)
t4	-85.2113 (0.957)	-1,301.6913 (0.431)	0.0119 (0.926)	-0.0226 (0.865)
t5	1,402.3674 (0.408)	-486.4155 (0.797)	0.1737 (0.174)	0.1201 (0.388)
t6	4,106.3356 (0.041)**	2,150.9829 (0.313)	0.3272 (0.040)**	0.2717 (0.107)
t7	2,075.9588 (0.263)	589.8848 (0.761)	0.1367 (0.363)	0.0945 (0.538)
t8	2,056.6379 (0.396)	815.4073 (0.739)	-0.0669 (0.709)	-0.1022 (0.559)
Provmar	-4,609.3561 (0.000)***	-3,206.8737 (0.005)***	-0.3259 (0.000)***	-0.2860 (0.007)***
provqc	-4,206.0006 (0.130)	-7,380.9560 (0.022)**	-0.2839 (0.192)	-0.3740 (0.115)
provon	2,301.6328 (0.689)	-6,984.0448 (0.345)	0.2413 (0.569)	-0.0224 (0.966)
provcb	-2,931.2567 (0.332)	633.0111 (0.829)	-0.1684 (0.497)	-0.0672 (0.823)
vf	-0.0037 (0.684)	-0.0191 (0.044)**	-0.0000 (0.649)	-0.0000 (0.453)
Constant	9,076.0792 (0.000)***	9,940.0840 (0.000)***	8.6332 (0.000)***	8.6577 (0.000)***
Observations	926	926	926	926
R-carré	0.195	0.202	0.246	0.247

Valeurs p robustes entre parenthèses  
\* Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.2 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	thpc	thpc	lnthpc	lnthpc
sexe	0.8692 (0.000)***	0.8377 (0.000)***	0.1061 (0.000)***	0.1031 (0.000)***
yrxftell	0.0438 (0.000)***	0.0455 (0.000)***	0.0052 (0.000)***	0.0054 (0.000)***
age1828	0.2879 (0.288)	0.2485 (0.359)	0.0565 (0.061)*	0.0528 (0.080)*
age2939	0.9797 (0.013)**	0.9634 (0.010)**	0.1350 (0.000)***	0.1335 (0.000)***
moinsec	-1.7477 (0.000)***	-1.6746 (0.000)***	-0.1720 (0.000)***	-0.1652 (0.000)***
seconter	-1.7578 (0.000)***	-1.7627 (0.000)***	-0.1764 (0.000)***	-0.1768 (0.000)***
t2	0.4521 (0.310)	0.2426 (0.576)	0.0320 (0.474)	0.0123 (0.777)
t3	0.3794 (0.440)	0.3582 (0.449)	0.0398 (0.428)	0.0378 (0.436)
t4	0.0750 (0.842)	-0.4807 (0.224)	0.0146 (0.727)	-0.0377 (0.391)
t5	-0.1145 (0.784)	-0.9673 (0.035)**	-0.0031 (0.947)	-0.0833 (0.104)
t6	0.4225 (0.383)	-0.4631 (0.388)	0.0528 (0.314)	-0.0305 (0.597)
t7	0.1102 (0.858)	-0.5342 (0.393)	-0.0094 (0.862)	-0.0700 (0.214)
t8	0.2259 (0.635)	-0.3520 (0.452)	0.0379 (0.469)	-0.0165 (0.747)
Provmar	-1.4167 (0.001)***	-0.8335 (0.044)**	-0.1004 (0.011)**	-0.0456 (0.270)
provqc	-0.9946 (0.226)	-2.3837 (0.004)***	-0.0312 (0.713)	-0.1619 (0.059)*
provon	-0.9380 (0.500)	-5.0186 (0.002)***	-0.0039 (0.979)	-0.3877 (0.025)**
provcb	-0.6157 (0.441)	0.9042 (0.254)	0.0264 (0.748)	0.1694 (0.041)**
vf	0.0000 (0.643)	-0.0000 (0.039)**	0.0000 (0.738)	-0.0000 (0.067)*
quest		0.0008 (0.000)***		0.0001 (0.000)***
Constant	8.4512 (0.000)***	8.8464 (0.000)***	1.9869 (0.000)***	2.0240 (0.000)***
Observations	930	930	930	930
R-carré	0.143	0.162	0.158	0.172

Valeurs p robustes entre parenthèses  
 \* Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.3 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable valeur à la ferme. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	wksem28	wksem28	alhrwk28	alhrwk28
sexe	3.1921 (0.003)***	3.1632 (0.003)***	286.7910 (0.000)***	286.9554 (0.000)***
yrxftell	0.1667 (0.002)***	0.1677 (0.002)***	26.4598 (0.000)***	26.4472 (0.000)***
age1828	-1.4074 (0.365)	-1.4196 (0.362)	308.2849 (0.001)***	308.5165 (0.001)***
age2939	1.5771 (0.379)	1.5779 (0.376)	572.0867 (0.000)***	571.5821 (0.000)***
moinssec	-3.7911 (0.016)**	-3.7631 (0.016)**	-290.9507 (0.003)***	-291.3975 (0.002)***
seconter	-3.7879 (0.006)***	-3.8032 (0.006)***	-170.8324 (0.083)*	-170.1406 (0.085)*
t2	2.1996 (0.336)	2.0509 (0.348)	28.2812 (0.815)	31.5700 (0.797)
t3	1.3664 (0.556)	1.3169 (0.566)	94.2753 (0.452)	94.7381 (0.450)
t4	3.1526 (0.168)	2.7713 (0.198)	241.0316 (0.062)*	249.5921 (0.067)*
t5	3.4221 (0.109)	2.8530 (0.168)	362.7618 (0.008)***	375.2713 (0.012)**
t6	3.5654 (0.147)	2.9514 (0.218)	284.7200 (0.059)*	298.4785 (0.066)*
t7	3.6062 (0.110)	3.1548 (0.155)	354.1081 (0.008)***	364.1053 (0.011)**
t8	3.9438 (0.092)*	3.5458 (0.108)	268.0300 (0.103)	276.6843 (0.095)*
provmar	-10.4949 (0.000)***	-10.0532 (0.000)***	-222.4012 (0.020)**	-231.7406 (0.038)**
provqc	-13.2675 (0.000)***	-14.1678 (0.002)***	-440.8024 (0.052)*	-420.6679 (0.094)*
provon	-12.2585 (0.109)	-14.9544 (0.153)	-464.5245 (0.306)	-405.3475 (0.465)
provcb	-11.8489 (0.004)***	-10.6962 (0.019)**	-681.3673 (0.011)**	-707.1259 (0.025)**
vf	0.0000 (0.223)	0.0000 (0.501)	0.0005 (0.509)	0.0006 (0.554)
guest		0.0006 (0.642)		-0.0130 (0.868)
Constant	43.9024 (0.000)***	44.1880 (0.000)***	1,082.9120 (0.000)***	1,076.5717 (0.000)***
Observations	921	921	909	909
R-carré	0.158	0.158	0.214	0.214

Valeurs p robustes entre parenthèses  
 \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.4 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	revre	revre	logrev logrev	
sexe	4,351.4967 (0.000)***	4,307.4266 (0.000)***	0.3184 (0.000)***	0.3177 (0.000)***
yrxftell	246.1313 (0.000)***	251.8363 (0.000)***	0.0283 (0.000)***	0.0284 (0.000)***
age1828	2,534.9390 (0.011)**	2,539.5820 (0.010)**	0.3790 (0.000)***	0.3790 (0.000)***
age2939	4,633.1720 (0.000)***	4,798.7631 (0.000)***	0.4662 (0.000)***	0.4689 (0.000)***
moinssec	-5,354.1327 (0.000)***	-5,133.4384 (0.000)***	-0.3891 (0.000)***	-0.3855 (0.000)***
seconter	-4,374.8958 (0.000)***	-4,293.5067 (0.001)***	-0.3943 (0.000)***	-0.3930 (0.000)***
t2	1,494.4771 (0.361)	1,216.7568 (0.474)	0.1043 (0.390)	0.0998 (0.419)
t3	1,664.5846 (0.310)	924.3368 (0.597)	0.0612 (0.664)	0.0492 (0.733)
t4	-95.4761 (0.947)	-1,168.4706 (0.493)	0.0017 (0.989)	-0.0157 (0.908)
t5	1,249.4771 (0.390)	-414.4924 (0.831)	0.1518 (0.202)	0.1248 (0.382)
t6	3,643.0238 (0.041)**	1,947.1749 (0.355)	0.2915 (0.049)**	0.2639 (0.120)
t7	1,570.4727 (0.299)	255.9599 (0.891)	0.1023 (0.450)	0.0809 (0.595)
t8	2,055.1712 (0.298)	502.5829 (0.833)	-0.0862 (0.614)	-0.1114 (0.521)
provmar	-4,339.6431 (0.000)***	-4,111.0980 (0.000)***	-0.3230 (0.000)***	-0.3193 (0.000)***
provqc	-1,042.9146 (0.790)	-5,215.9536 (0.331)	-0.1965 (0.603)	-0.2643 (0.557)
provon	10,226.3385 (0.249)	-378.4770 (0.977)	0.4703 (0.589)	0.2980 (0.781)
provcb	-2,080.8281 (0.359)	-2,858.0430 (0.240)	-0.1812 (0.441)	-0.1938 (0.421)
pc	-0.0059 (0.243)	-0.0050 (0.345)	-0.0000 (0.630)	-0.0000 (0.654)
quest		0.9488 (0.193)		0.0000 (0.785)
Constant	9,485.3992 (0.000)***	9,820.6191 (0.000)***	8.6497 (0.000)***	8.6551 (0.000)***
Observations	926	926	926	926
R-carré	0.196	0.199	0.246	0.247

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.5 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	thpc	thpc	lnthpc	lnthpc
sexe	0.8558 (0.000)***	0.8120 (0.001)***	0.1045 (0.000)***	0.1004 (0.000)***
yrxftell	0.0423 (0.000)***	0.0467 (0.000)***	0.0051 (0.000)***	0.0055 (0.000)***
age1828	0.2492 (0.356)	0.2640 (0.326)	0.0526 (0.080)*	0.0540 (0.072)*
age2939	0.9175 (0.018)**	0.9863 (0.009)***	0.1289 (0.001)***	0.1352 (0.000)***
moïnsec	-1.7845 (0.000)***	-1.6346 (0.000)***	-0.1752 (0.000)***	-0.1615 (0.000)***
seconter	-1.7941 (0.000)***	-1.7159 (0.000)***	-0.1797 (0.000)***	-0.1725 (0.000)***
t2	0.4835 (0.284)	0.2990 (0.486)	0.0350 (0.437)	0.0181 (0.675)
t3	0.6744 (0.146)	0.2394 (0.608)	0.0685 (0.156)	0.0286 (0.559)
t4	0.2109 (0.548)	-0.4188 (0.302)	0.0273 (0.493)	-0.0305 (0.499)
t5	0.0556 (0.877)	-0.9253 (0.048)**	0.0120 (0.771)	-0.0779 (0.136)
t6	0.4924 (0.263)	-0.5090 (0.339)	0.0570 (0.231)	-0.0347 (0.545)
t7	0.1416 (0.790)	-0.6322 (0.307)	-0.0087 (0.861)	-0.0796 (0.160)
t8	0.5025 (0.193)	-0.4114 (0.373)	0.0637 (0.146)	-0.0201 (0.692)
provmar	-1.1998 (0.005)***	-1.0827 (0.011)**	-0.0790 (0.051)*	-0.0683 (0.089)*
provqc 0.0722	0.8067 (0.487)	-1.6397 (0.229)	0.1520 (0.263)	- (0.649)
provon 0.1298	3.4279 (0.144)	-2.8061 (0.348)	0.4415 (0.140)	- (0.722)
provcb 0.0854	0.4414 (0.498)	-0.0393 (0.953)	0.1295 (0.051)*	 (0.214)
pc	-0.0000 (0.104)	-0.0000 (0.241)	-0.0000 (0.180)	-0.0000 (0.310)
guest		0.0006 (0.001)***		0.0001 (0.003)***
Constant	8.6118 (0.000)***	8.8091 (0.000)***	2.0038 (0.000)***	2.0219 (0.000)***
Observations	930	930	930	930
R-carré	0.146	0.158	0.160	0.170

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.6 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable production commercialisée. Période 1997-2004**

	(1) wksem28	(2) wksem28	(3) alhrwk28	(4) alhrwk28
sexe	3.2508 (0.003)***	3.1706 (0.003)***	290.2214 (0.000)***	289.4928 (0.000)***
yrxftell	0.1582 (0.003)***	0.1656 (0.002)***	26.2205 (0.000)***	26.3435 (0.000)***
age1828	-1.4850 (0.348)	-1.4485 (0.355)	307.4115 (0.001)***	308.2827 (0.001)***
age2939	1.2622 (0.504)	1.4806 (0.407)	566.6039 (0.000)***	570.8967 (0.000)***
moinssec	-4.1003 (0.015)**	-3.8501 (0.015)**	-299.5937 (0.002)***	-295.4063 (0.002)***
seconter	-4.0140 (0.003)***	-3.8961 (0.005)***	-175.8641 (0.070)*	-174.4909 (0.074)*
t2	2.3666 (0.317)	1.9728 (0.366)	31.0000 (0.798)	24.0158 (0.845)
t3	2.5531 (0.316)	1.6401 (0.473)	118.1669 (0.332)	101.2835 (0.425)
t4	3.9793 (0.101)	2.7171 (0.215)	262.4872 (0.036)**	238.6856 (0.084)*
t5	4.7902 (0.041)**	2.8421 (0.176)	401.0513 (0.003)***	365.4041 (0.015)**
t6	5.0731 (0.049)**	3.0097 (0.208)	340.5889 (0.017)**	301.4481 (0.063)*
t7	4.8397 (0.051)*	3.2649 (0.146)	402.2857 (0.002)***	372.6074 (0.010)***
t8	5.5524 (0.028)**	3.7332 (0.098)*	309.3581 (0.044)**	275.1831 (0.101)
provmar	-9.7560 (0.000)***	-9.4650 (0.000)***	-213.9995 (0.029)**	-208.4865 (0.035)**
provqc	-9.1789 (0.111)	-14.1482 (0.057)*	-450.1214 (0.225)	-541.1216 (0.248)
provon	-2.8998 (0.826)	-15.5847 (0.387)	-509.5384 (0.561)	-740.6816 (0.511)
provcb	-7.4320 (0.030)**	-8.3727 (0.018)**	-604.7256 (0.011)**	-621.1511 (0.011)**
pc	-0.0000 (0.975)	0.0000 (0.902)	0.0002 (0.697)	0.0002 (0.672)
quest		0.0011 (0.288)		0.0208 (0.722)
Constant	44.0654 (0.000)***	44.4250 (0.000)***	1,072.3408 (0.000)***	1,079.7002 (0.000)***
Observations	921	921	909	909
R-carré	0.155	0.158	0.213	0.214

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.7 Résultats de l'estimation de la régression pour les salaires en incorporant la variable surface récoltée. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	revre	revre	logrev	logrev
sexe	4,400.7913 (0.000)***	4,352.3908 (0.000)***	0.3199 (0.000)***	0.3194 (0.000)***
yrxftell	248.4861 (0.000)***	253.4062 (0.000)***	0.0285 (0.000)***	0.0285 (0.000)***
age1828	2,552.9388 (0.010)***	2,554.0187 (0.009)***	0.3793 (0.000)***	0.3793 (0.000)***
age2939	4,732.6445 (0.000)***	4,869.4918 (0.000)***	0.4700 (0.000)***	0.4715 (0.000)***
moinsec	-5,227.6010 (0.000)***	-5,042.4683 (0.000)***	-0.3828 (0.000)***	-0.3809 (0.000)***
seconter	-4,330.3240 (0.000)***	-4,262.6745 (0.001)***	-0.3928 (0.000)***	-0.3921 (0.000)***
t2	930.7318 (0.569)	748.7372 (0.656)	0.0728 (0.558)	0.0708 (0.574)
t3	928.1296 (0.530)	353.9732 (0.820)	0.0279 (0.835)	0.0218 (0.872)
t4	-984.6187 (0.506)	-1,851.9014 (0.275)	-0.0460 (0.726)	-0.0551 (0.697)
t5	712.7168 (0.623)	-742.0739 (0.691)	0.1242 (0.304)	0.1089 (0.440)
t6	3,617.9197 (0.042)**	2,062.7016 (0.320)	0.2887 (0.051)*	0.2722 (0.103)
t7	1,548.4142 (0.319)	340.5230 (0.856)	0.0978 (0.479)	0.0851 (0.576)
t8	1,100.0525 (0.565)	-194.3494 (0.932)	-0.1340 (0.428)	-0.1477 (0.393)
provmar	-510.3052 (0.828)	-778.1320 (0.738)	-0.0952 (0.706)	-0.0980 (0.695)
provqc	6,383.5216 (0.304)	1,695.3998 (0.798)	0.2985 (0.659)	0.2490 (0.716)
provon	17,065.3324 (0.052)*	6,674.7808 (0.544)	1.0296 (0.287)	0.9198 (0.383)
provcb	-499.2900 (0.808)	-1,373.0448 (0.510)	-0.0585 (0.797)	-0.0677 (0.764)
sr	-0.2354 (0.051)*	-0.2055 (0.082)*	-0.0000 (0.307)	-0.0000 (0.311)
guest		0.8710 (0.216)		0.0000 (0.866)
Constant	10,692.5321 (0.000)***	10,855.4333 (0.000)***	8.7260 (0.000)***	8.7277 (0.000)***
Observations	926	926	926	926
R-carré	0.198	0.200	0.248	0.248

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau C.8 Résultats de l'estimation de la régression pour le taux horaire composite de rémunération en incorporant la variable surface récoltée.**  
**Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	thpc	thpc	lnthpc	lnthpc
sexe	0.8734 (0.000)***	0.8242 (0.000)***	0.1063 (0.000)***	0.1018 (0.000)***
yrxftell	0.0434 (0.000)***	0.0476 (0.000)***	0.0052 (0.000)***	0.0056 (0.000)***
age1828	0.2787 (0.295)	0.2860 (0.281)	0.0558 (0.062)*	0.0564 (0.059)*
age2939	0.9617 (0.014)**	1.0204 (0.007)***	0.1336 (0.000)***	0.1390 (0.000)***
moinsec	-1.7661 (0.000)***	-1.6188 (0.000)***	-0.1733 (0.000)***	-0.1597 (0.000)***
seconter	-1.7802 (0.000)***	-1.7029 (0.000)***	-0.1782 (0.000)***	-0.1710 (0.000)***
t2	0.3871 (0.411)	0.2428 (0.591)	0.0254 (0.584)	0.0121 (0.788)
t3	0.4396 (0.288)	0.0652 (0.874)	0.0438 (0.305)	0.0092 (0.830)
t4	0.0374 (0.920)	-0.5370 (0.192)	0.0096 (0.818)	-0.0434 (0.343)
t5	-0.0716 (0.845)	-1.0295 (0.026)**	-0.0011 (0.979)	-0.0895 (0.082)*
t6	0.5063 (0.242)	-0.5200 (0.326)	0.0587 (0.209)	-0.0360 (0.529)
t7	0.1707 (0.750)	-0.6243 (0.318)	-0.0054 (0.915)	-0.0788 (0.172)
t8	0.2656 (0.474)	-0.5871 (0.180)	0.0391 (0.347)	-0.0395 (0.409)
provmar	-0.7661 (0.310)	-0.9121 (0.214)	-0.0377 (0.631)	-0.0512 (0.503)
provqc	0.8839 (0.651)	-2.0418 (0.323)	0.1473 (0.469)	-0.1226 (0.566)
provon	2.0453 (0.445)	-4.5499 (0.158)	0.2755 (0.332)	-0.3331 (0.323)
provcb	0.1924 (0.800)	-0.3538 (0.642)	0.0990 (0.199)	0.0486 (0.531)
sr	-0.0000 (0.376)	-0.0000 (0.660)	-0.0000 (0.411)	-0.0000 (0.664)
quest		0.0006 (0.000)***		0.0001 (0.002)***
Constant	8.6818 (0.000)***	8.8095 (0.000)***	2.0094 (0.000)***	2.0212 (0.000)***
Observations	930	930	930	930
R-carré	0.144	0.157	0.158	0.168

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%



**Tableau C.9 Résultats de l'estimation de la régression pour le nombre d'heures et semaines travaillées pendant l'année en incorporant la variable surface récoltée. Période 1997-2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	wksem28	wksem28	alhrwk28	alhrwk28
sexe	3.2517 (0.003)***	3.1652 (0.003)***	289.0949 (0.000)***	288.6018 (0.000)***
yrxfte11	0.1583 (0.003)***	0.1652 (0.002)***	26.2540 (0.000)***	26.3144 (0.000)***
age1828	-1.4812 (0.347)	-1.4625 (0.350)	303.0279 (0.001)***	303.4546 (0.001)***
age2939	1.2659 (0.507)	1.4648 (0.421)	563.9590 (0.000)***	566.0198 (0.000)***
moinssec	-4.0972 (0.014)**	-3.8601 (0.015)**	-301.5232 (0.001)***	-299.3229 (0.001)***
seconter	-4.0134 (0.003)***	-3.8991 (0.005)***	-179.6869 (0.062)*	-178.9728 (0.065)*
t2	2.3448 (0.299)	2.0398 (0.338)	9.2035 (0.940)	6.3830 (0.959)
t3	2.5256 (0.309)	1.7400 (0.444)	125.4483 (0.279)	117.7768 (0.319)
t4	3.9455 (0.091)*	2.8232 (0.194)	237.7152 (0.066)*	226.4138 (0.101)
t5	4.7700 (0.035)**	2.9050 (0.160)	389.9286 (0.004)***	371.7879 (0.013)**
t6	5.0727 (0.046)**	2.9998 (0.210)	329.6192 (0.020)**	308.6982 (0.055)*
t7	4.8403 (0.043)**	3.2503 (0.146)	386.5800 (0.002)***	370.7086 (0.010)**
t8	5.5129 (0.018)**	3.8643 (0.070)*	298.0221 (0.048)**	281.4033 (0.083)*
provmar	-9.6031 (0.013)**	-9.9034 (0.008)***	-0.6093 (0.998)	-3.6763 (0.988)
provqc	-8.8888 (0.395)	-14.8568 (0.156)	231.7696 (0.711)	172.2655 (0.802)
provon	-2.6402 (0.858)	-15.9701 (0.343)	628.9947 (0.491)	497.0930 (0.657)
provcb	-7.3762 (0.022)**	-8.4554 (0.006)***	-366.1000 (0.099)*	-376.7943 (0.096)*
sr	-0.0000 (0.964)	0.0000 (0.889)	-0.0110 (0.375)	-0.0107 (0.394)
guest		0.0011 (0.274)		0.0111 (0.848)
Constant	44.1117 (0.000)***	44.3048 (0.000)***	1,162.8039 (0.000)***	1,164.9129 (0.000)***
Observations	921	921	909	909
R-carré	0.155	0.158	0.214	0.214
Valeurs p robustes entre parenthèses. *Significatif à 10%; ** Significatif à 5%; *** Significatif à 1%				

## ANNEXE D

### RÉGRESSIONS INDICATEURS DE PRODUCTION. PÉRIODE 1997-2004.

**Tableau D.1 Résultats de l'estimation des régressions pour les  
variables valeur à la ferme, production commercialisée et surface récoltée.  
Période 1997-2004**

	(1) vf	(2) pc	(3) sr
ouvriers	8.4395 (0.043)**	8.6551 (0.279)	-0.0546 (0.829)
Guest	52.3149 (0.000)***	-15.6123 (0.498)	-0.1931 (0.889)
t1	-21,551.2231 (0.666)	-36,553.2654 (0.557)	348.6959 (0.940)
t2	-25,936.0429 (0.267)	-2,919.5979 (0.937)	-583.2791 (0.762)
t3	-13,705.1470 (0.552)	4,913.4988 (0.910)	-48.4525 (0.983)
t4	-28,751.7071 (0.140)	7,943.7010 (0.784)	-1,533.3527 (0.384)
t5	-21,520.5206 (0.191)	20,907.4083 (0.362)	-79.2853 (0.966)
t6	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
t7	4,272.1444 (0.882)	12,745.2799 (0.875)	29.1216 (0.984)
t8	11,840.2277 (0.630)	40,498.3237 (0.331)	85.0619 (0.963)
provon	53,840.5358 (0.682)	1761708.1850 (0.000)***	74,460.7837 (0.000)***
provqc	94,823.4519 (0.048)**	733,115.7238 (0.000)***	50,127.5071 (0.000)***
provmar	77,562.8079 (0.001)***	38,102.1982 (0.297)	18,063.0094 (0.000)***
provcb	300,862.1533 (0.000)***	346,568.8917 (0.000)***	16,108.5183 (0.000)***
Constant	-30,940.4417 (0.313)	51,028.7130 (0.245)	6,054.3021 (0.042)**
Observations	40	40	40
R-squared	0.975	0.989	0.988

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\*  
Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

**Tableau D.2 Résultats de l'estimation des régressions pour les variables valeur à la ferme, production commercialisée et surface récoltée (ratio guest/ouvriers). Période 1997-2004**

	(1) sr	(2) pc	(3) vf
ratio	61.9799 (0.731)	-8,171.9740 (0.008)***	-2,009.1742 (0.454)
t1	624.3545 (0.866)	-19,074.9948 (0.656)	-75,327.4421 (0.141)
t2	-325.0422 (0.833)	7,662.8235 (0.765)	-74,239.6340 (0.058)*
t3	20.1002 (0.992)	30,459.7455 (0.562)	-23,276.5819 (0.425)
t4	-1,447.3005 (0.408)	17,839.0944 (0.422)	-35,249.2594 (0.171)
t5	-20.8015 (0.992)	15,866.9959 (0.472)	-16,000.5869 (0.636)
t6	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
t7	113.2781 (0.942)	12,828.6730 (0.876)	2,227.7679 (0.946)
t8	85.8255 (0.963)	50,094.5640 (0.102)	23,370.6877 (0.505)
provon	72,153.3588 (0.000)***	1707053.3081 (0.000)***	610,725.4911 (0.000)***
provqc	49,341.2850 (0.000)***	708,199.4334 (0.000)***	273,707.8723 (0.000)***
provmar	18,143.2370 (0.000)***	65,446.1492 (0.005)***	47,734.3201 (0.067)*
provcb	16,065.2800 (0.000)***	352,490.2011 (0.000)***	307,140.3069 (0.000)***
Constant	5,535.4470 (0.001)***	63,448.5796 (0.012)**	65,656.1185 (0.023)**
Observations	40	40	40
R-squared	0.988	0.988	0.959

Valeurs p robustes entre parenthèses. \*Significatif à 10%; \*\* Significatif à 5%; \*\*\* Significatif à 1%

## BIBLIOGRAPHIE

- Basok, Tanya. 2002. *Tortillas and tomatoes : transmigrant Mexican harvesters in Canada*. Montreal: McGill-Queen's University Press, 168 p.
- Benjamin, Dwayne, Morley Gunderson, et W. Craig Riddell, 2002. *Labour market economics : theory, evidence and policy in Canada*. Toronto: McGraw-Hill Ryerson, 642 p.
- Borjas, George- J. 1994. The Economics of Immigration, *Journal of Economic Literature* 32, p. 1667-1717.
- Borjas, George- J. 2003. The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market, *National Bureau of Economic Research*, p.1-53
- Borjas, George- J. 2006. Native Internal Migration and the Labor Market Impact of Immigration, *Journal of Human Resources*, vol. 41, no.2, p. 221-58.
- Borjas, G.J., Bronars, S.G. et Trejo, S.J. 1992. 'Self-Selection and Internal Migration in the United States'. *NBER Working Papers*, p.1-26.
- Borjas, George- J. Richard- B. Freeman, et Lawrence- F. Katz. 1996. Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market. *The American Economic Review*; vol. 86, no.2, p. 246-251.
- Brem, M. 2006. Les travailleurs migrants au Canada : une revue du Programme des travailleurs agricoles du Canada. Ottawa (Ontario) Canada: The North-South Institute/L'Institut Nord-Sud.
- Card, David. 1996. Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration, *Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section*, p.1-54.

- Card, David. 2005. Is the New Immigration Really So Bad? *Economic Journal* 115, p. 300-323.
- Card, David, et DiNardo, John E. 2000. Do Immigrant Inflows Lead to Native Outflows? *National Bureau of Economic Research*, p. 1 – 23.
- Friedberg, Rachel- M., et Jennifer Hunt. 1995. The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth, *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 2, pp. 23-44.
- Gibb, Heather. 2006. Farmworkers from afar, Results from an international study of seasonal farmworkers from Mexico and the Caribbean working on Ontario farms. Ottawa: The North-South Institute.
- Groupe, Agéco, Agroalimentaire, et économie. 2002. La rareté de main-d'œuvre agricole : une analyse économique, *Comité sectoriel de main-d'œuvre de la production agricole*.
- Hébert, André. 2003. Étude diagnostique sur les ressources humaines du secteur de la production agricole *Comité sectoriel de main-d'oeuvre de la production agricole*.
- Martin, Philip L. 2006. Managing labor migration: temporary worker programs for the 21st century International symposium on international migration and development (United Nations Secretariat, Turin, Italie), p.1 – 44.
- Ottaviano, Gianmarco- I. P. et Peri Giovanni. 2006. Rethinking the Effects of Immigration on Wages, *National Bureau of Economic Research*, p. 1 – 33.
- Ruhs, Martin, 2006, Potentiel des programmes de migration temporaire dans l'organisation des migrations internationales, *Revue internationale du travail*, vol. 145, no. 36, p. 7- 41.